BANQUE DU CANADA

SUBSTITUABILITÉ INTERNATIONALE DES ACTIFS

Théorie et vérification empirique au Canada

Paul Boothe

Kevin Clinton

Agathe Côté

David Longworth

Février 1985

Il est permis de reproduire le contenu de la présente publication ou de s'y reporter à condition d'en citer la source exacte.

SUBSTITUABILITÉ INTERNATIONALE DES ACTIFS
Théorie et vérification empirique au Canada

Paul Boothe

Kevin Clinton

Agathe Côté

David Longworth

Les auteurs ont été invités à entreprendre cette étude dans le cadre du Programme de recherches en économie de la Commission royale sur l'union économique et les perspectives de développement du Canada. Les opinions exprimées dans la présente étude sont celles des auteurs et ne traduisent pas nécessairement le point de vue de la Banque du Canada.

TABLE DES MATIÈRES

Résumé		i
Préface		iii
CHAPITRE 1	**INTRODUCTION ET RÉCAPITULATION DES CONCLUSIONS**	1
	1.1 Introduction	1
	1.2 Objet et portée de l'étude	2
	1.3 Récapitulation des résultats et conclusions	4
CHAPITRE 2	**INTERVENTIONS OFFICIELLES SUR LES MARCHÉS DES CHANGES**	13
	2.1 Introduction	13
	2.2 Les anticipations dans les modèles de taux de change	14
	2.3 Les modèles théoriques de détermination du taux de change	17
	2.4 Les modèles empiriques	22
CHAPITRE 3	**MODÈLES DE POLITIQUE MONÉTAIRE ET DE POLITIQUE BUDGÉTAIRE À COURT TERME EN RÉGIME DE TAUX DE CHANGE FLOTTANTS**	44
	3.1 Introduction	44
	3.2 Modèles théoriques en régime de taux de change flottants	46
	3.3 Implications de la théorie à la lumière des résultats empiriques	57
	3.4 Substitution des devises	61
	3.5 Conclusions	64
CHAPITRE 4	**OBLIGATIONS À LONG TERME ET POLITIQUE MONÉTAIRE**	67
	4.1 Introduction	67
	4.2 Marché des obligations à long terme	69
	4.3 Flux des investissements de portefeuille et risque politique	85
	4.4 Conclusions	98

TABLE DES MATIÈRES
(suite)

CHAPITRE 5 MOBILITÉ DES CAPITAUX ET POLITIQUE BUDGÉTAIRE À LONG TERME 101

5.1 Introduction 101
5.2 Investissements directs, achats d'actions et taux de rendement 102
5.3 Épargne, investissements et balance courante 109
5.4 Politique budgétaire sur longue période 114
5.5 Conclusions 122

ANNEXES 125

ANNEXE A ARBITRAGE DES TAUX D'INTÉRÊT AVEC COUVERTURE ET COÛTS DES OPÉRATIONS 127

ANNEXE B RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES DANS LES CAS D'ÉLASTICITÉ (PRESQUE) INFINIE 132

ANNEXE C SURVOL DES ÉLASTICITÉS DU VOLUME DES ÉCHANGES EXTÉRIEURS DU CANADA PAR RAPPORT AUX PRIX RELATIFS 134

ANNEXE D SOURCES ET CONSTRUCTION DES DONNÉES 136

BIBLIOGRAPHIE 139

RÉSUMÉ

La présente étude poursuit un double objectif. Premièrement, elle vise à établir les domaines dans lesquels le degré de substituabilité internationale des actifs financiers et réels influe sur l'efficacité de la politique monétaire, de la politique budgétaire et de la politique d'intervention sur les marchés des changes en régime de changes flottants. Deuxièmement, elle tente de déterminer sur la base des résultats empiriques disponibles le degré de substituabilité des actifs canadiens et les implications de ce dernier en matière de politique économique.

L'étude ne se limite pas à un seul modèle théorique. Les résultats empiriques qui sont passés en revue (complétés, de temps à autre, par nos propres estimations) proviennent des estimations de différents modèles.

Les conclusions de la présente étude s'accordent parfaitement avec la perception générale selon laquelle les marchés financiers canadien et américain sont étroitement intégrés. Il ressort des résultats empiriques que la mobilité des capitaux entre le Canada et les États-Unis est élevée et que les actifs libellés en dollars canadiens et en dollars américains sont perçus comme de proches substituts. De fait, sauf dans le très court terme, il est difficile de rejeter sur une base purement empirique l'hypothèse que les actifs financiers à court terme canadiens et les actifs américains correspondants sont parfaitement substituables.

La forte substituabilité des actifs financiers entraîne d'importantes conséquences pour la conduite des politiques. Par exemple les effets à court terme de la politique monétaire sur la production et les prix en régime de changes flottants sont renforcés, tandis que les effets de la politique budgétaire et d'intervention s'atténuent. Il en résulte qu'à long terme les taux d'intérêt réels au Canada ne peuvent pas s'écarter beaucoup des taux d'intérêt réels américains. Mais, même dans un contexte de substituabilité parfaite des capitaux, la politique budgétaire peut

servir à stabiliser l'activité économique. Les modèles qui ne reconnaissent pas à la politique budgétaire au moins un rôle à court terme s'appuient sur des hypothèses trop restrictives concernant la formation des anticipations et la flexibilité des salaires et des prix.

Pour ce qui a trait aux actifs réels, c'est-à-dire les actifs immobilisés des entreprises par opposition aux actifs financiers, aucune preuve tangible ne permet de confirmer ni d'infirmer l'hypothèse de mobilité parfaite des capitaux. Les résultats empiriques indiquent que la mobilité des actifs est très faible à court terme mais assez forte, sinon parfaite, à long terme. Dans un contexte où la mobilité est moins que parfaite, un déficit budgétaire entraînerait l'éviction d'une partie des investissements intérieurs et une diminution du solde de la balance courante.

PRÉFACE

En janvier 1984, une version préliminaire de la présente étude a été soumise au Groupe consultatif de la recherche en macroéconomie de la Commission royale sur l'union économique et les perspectives de développement du Canada. Nous remercions les membres de ce groupe, en particulier MM. Pierre Fortin, David Laidler, John Sargent et Brian Scarfe, pour leurs questions et leurs recommandations, dont nous avons grandement apprécié l'à-propos et le bien-fondé.

Comme c'est le cas des autres travaux effectués dans le cadre du Programme de recherches en économie de la Commission, la présente étude a été passée au crible par deux spécialistes qui ont fait d'utiles observations et suggestions. Nous leur en savons gré.

Nous avons également retenu les nombreuses suggestions qui ont été faites par nos collègues de la Banque. Nous remercions Doug Hostland pour la contribution qu'il a apportée aux recherches et Lea-Anne Solomonian pour l'excellent travail de révision qu'elle a effectué. Nos remerciements vont également aux secrétaires des départements des Relations internationales et du Secrétariat, qui ont dactylographié les différentes ébauches de la version anglaise. Nous tenons également à remercier les membres du Service de traduction, en particulier Termontour Mondésir et Madeleine Renaud, qui ont produit la version française de l'étude, et les économistes Pierre Duguay, Robert Lafrance et Jean-Pierre Aubry, qui ont participé à la révision du texte français.

Même si nous avons tous collaboré à la rédaction de l'ensemble du texte, David Longworth est le principal auteur du Chapitre 2 et de la partie du Chapitre 3 qui traite de la politique monétaire; Kevin Clinton a surtout travaillé aux Chapitres 3 et 5, tandis que Paul Boothe et Agathe Côté ont rédigé l'essentiel du Chapitre 4.

CHAPITRE 1
INTRODUCTION ET RÉCAPITULATION DES CONCLUSIONS

1.1 Introduction

En général, les marchés financiers canadiens et américains sont perçus comme étant étroitement intégrés, et les conclusions de la présente étude s'accordent parfaitement avec cette perception. Il ressort des résultats empiriques passés en revue que la mobilité des capitaux entre le Canada et les États-Unis est élevée et que les actifs libellés en dollars canadiens et en dollars américains sont considérés comme de proches substituts. De fait, sauf dans le très court terme, il est difficile de rejeter sur une base empirique l'hypothèse que les actifs financiers à court terme canadiens et américains sont parfaitement substituables.

Par mobilité élevée il faut entendre que les instruments nationaux et les instruments étrangers comparables sont presque parfaitement substituables après couverture des risques de change et qu'ils ne comportent aucune prime de risque découlant des différences de risque politique (risque de contrôle des capitaux ou risque de non-remboursement). Une substituabilité élevée, au contraire, signifie que le marché n'accorde pas de prime pour le risque de change sur les instruments nationaux et les instruments étrangers comparables même avant couverture des risques de change. Tout report ou déport sur ces instruments serait égal au montant de l'augmentation ou de la diminution attendue du taux de change.

Une forte substituabilité des actifs financiers entraîne d'importantes conséquences pour la conduite de la politique monétaire, de la politique budgétaire et de la politique d'intervention sur les marchés des changes en régime de changes flottants. Lorsque les actifs financiers sont fortement substituables entre eux, les effets à court terme de la politique monétaire sur la production et les prix en régime de changes flottants sont renforcés, tandis que les effets de la politique budgétaire et de l'intervention s'atténuent. Il en résulte qu'à long terme les taux d'intérêt réels au Canada ne peuvent pas s'écarter beaucoup des taux

d'intérêt réels américains. Même dans un contexte de substituabilité parfaite des capitaux, la politique budgétaire peut jouer un rôle utile dans la stabilisation de l'activité économique. Les modèles qui ne reconnaissent pas à la politique budgétaire au moins ce rôle à court terme s'appuient sur des hypothèses trop restrictives concernant la formation des anticipations et la flexibilité des salaires et des prix.

Pour ce qui a trait aux actifs réels, c'est-à-dire le stock d'actifs immobilisés des entreprises par opposition aux actifs financiers, aucune preuve tangible ne permet de confirmer ni d'infirmer l'hypothèse de mobilité parfaite des capitaux. Les résultats empiriques indiquent que la mobilité des actifs est très faible à court terme mais assez forte, sinon parfaite, à long terme. Dans un contexte où la mobilité est moins que parfaite, un déficit budgétaire entraînerait l'éviction d'une partie des investissements intérieurs et une diminution du solde de la balance courante.

1.2 Objet et portée de l'étude

La présente étude poursuit un double objectif. Elle vise d'abord à établir les domaines dans lesquels le degré de substituabilité internationale des actifs financiers ou réels influe sur l'efficacité des politiques en régime de changes flottants. Elle tente ensuite de déterminer à partir de travaux empiriques le degré de substituabilité internationale des actifs canadiens et les implications de ce dernier en matière de politique économique. Notons au départ que, dans de nombreux cas, le choix des politiques dépendra moins de l'hypothèse de substituabilité des actifs que des autres hypothèses faites au sujet de l'économie, notamment en ce qui concerne la formation des anticipations, le degré de ridigité des salaires et des prix et le degré d'incertitude touchant la structure de l'économie.

L'étude traite des effets que les interventions sur les marchés des changes et les politiques monétaire et budgétaire ont sur la production et les prix. En ce qui concerne les interventions sur les marchés des

changes, la principale question est de savoir si la substituabilité des actifs est assez élevée pour empêcher les autorités de faire de l'intervention un moyen d'action indépendant. Le problème du degré de substituabilité des actifs et de l'efficacité de la politique monétaire est étudié en deux volets. Le premier volet est consacré aux effets obtenus par le canal des taux de change réels et des taux d'intérêt réels à court terme, le second à ceux obtenus par le canal des taux d'intérêt réels à long terme. Nous cherchons enfin à savoir si, en situation de forte substituabilité des actifs, la politique budgétaire peut influer sur la production intérieure à court ou à moyen terme. Il importe en particulier de se demander dans quelle mesure les modifications de la politique budgétaire ont un effet d'éviction sur les investissements fixes du secteur privé plutôt que sur la balance des paiements.

L'étude ne se limite pas à un seul modèle théorique. Les résultats empiriques qui sont passés en revue (complétés, de temps à autre, par nos propres estimations) proviennent des estimations de différents modèles, qui ne sont d'ailleurs pas toujours compatibles. Le modèle le plus général tiendrait compte d'une substituabilité imparfaite des actifs entre pays, devises et catégories d'actifs. Nous partons de l'hypothèse qu'il peut y avoir substituabilité imparfaite, jusqu'à un certain degré, au sein de cinq catégories d'actifs au Canada : la monnaie hors banques, les instruments à court terme du marché monétaire, les obligations à long terme, le capital-actions et les actifs réels. Le degré de substituabilité de chaque catégorie d'actifs est étudié séparément[1]. Puisque le Canada a des liens financiers plus étroits avec les États-Unis qu'avec les autres pays, la majeure partie des travaux empiriques portent sur la substituabilité des créances sur les Canadiens et les Américains ou encore sur la substituabilité entre les actifs libellés en dollars canadiens et en dollars américains.

Si les actifs financiers d'une catégorie donnée sont parfaitement substituables, leur demande aura une influence prépondérante par rapport

---

1. Nous procédons ainsi afin de mieux passer en revue les études empiriques publiées sur le sujet. Nous reconnaissons toutefois que le fait de supposer que les décisions concernant la répartition du portefeuille pour chaque catégorie d'actifs sont prises isolément impose vraisemblablement des conditions fort restrictives.

aux autres catégories dans la détermination des taux de change. Comme les actifs à court terme sont susceptibles d'être caractérisés par le plus haut degré de substituabilité, nous commençons par analyser les actifs de cette catégorie[2]. Dans l'examen des interventions sur les marchés des changes, au Chapitre 2, l'accent est mis sur les résultats obtenus pour les actifs à court terme, complétés de temps à autre par ceux obtenus pour les obligations des différentes échéances. Au Chapitre 3, nous nous servons de ces mêmes résultats pour étudier les effets de la politique monétaire et de la politique budgétaire à court terme. La question de la substituabilité internationale des obligations à long terme est abordée au Chapitre 4, dans lequel nous cherchons à établir si la politique monétaire peut vraiment influencer les taux des obligations à long terme.

Le Chapitre 5 traite de la mobilité des actifs réels et de l'élasticité à long terme du flux global de l'épargne réelle, qui est égal au solde de la balance courante. Des résultats obtenus se dégagent certaines conclusions au sujet des effets à long terme de la politique budgétaire en matière d'affectation des ressources.

1.3 Récapitulation des résultats et conclusions

Les résultats des études empiriques disponibles semblent indiquer que l'hypothèse de mobilité parfaite des capitaux est une bonne approximation de la réalité canadienne, étant donné que les écarts entre les taux d'intérêt avec couverture sont très faibles dans le cas des actifs à court terme libellés en dollars canadiens et américains (Annexe A). Aussi avons-nous accordé une importance particulière aux modèles qui peuvent

---

2. Si les actifs de chacune des catégories sont dans une certaine mesure substituables à l'échelle internationale, les différents degrés de substituabilité doivent vraisemblablement être pris en compte lorsqu'on détermine les implications de cette dernière pour la politique économique dans les trois domaines à l'étude, soit la politique monétaire, la politique budgétaire et la politique d'intervention. Toutefois, il est raisonnable de supposer que, dans la mesure où il y a des différences dans les degrés de substituabilité des catégories d'actifs, le classement des actifs - par ordre décroissant de substituabilité - devrait être le suivant : les instruments financiers à court terme, les obligations à long terme, les actions et les investissements fixes. Ce classement est basé sur le degré de comparabilité des actifs de différents pays ainsi que sur le "terme à courir". (La substitution des devises n'est pas comprise dans ce classement car la propension à détenir la monnaie nationale dépend en grande partie des coûts des opérations nationales sur devises ou sur d'autres actifs.)

nous éclairer sur le degré de substituabilité des actifs, en l'occurrence les modèles de gestion de portefeuille.

Dans la plupart des modèles mentionnés ou passés en revue, l'hypothèse de substituabilité parfaite des actifs à court terme ne peut être réfutée, sauf sur courte période. Ces modèles se répartissent en cinq catégories : les modèles à anticipations rationnelles, dans lesquels l'ensemble des investisseurs ont les mêmes préférences en matière de portefeuille, quel que soit leur pays de résidence; les modèles dans lesquels les investisseurs ont une préférence pour les obligations libellées dans la monnaie nationale; les modèles généraux de gestion de portefeuille à deux pays; les modèles admettant une substituabilité imparfaite à court terme, mais parfaite à long terme; et les équations éclectiques du point de vue théorique, qu'on trouve dans les modèles macroéconométriques canadiens[3].

En règle générale, les modèles à anticipations rationnelles ne fournissent pas de résultats statistiquement significatifs permettant de conclure que les écarts entre les taux de rendement anticipés des titres à court terme libellés en dollars canadiens et en dollars américains dépendent des stocks d'obligations des secteurs publics canadien ou américain, comme ce serait le cas si ces actifs n'étaient pas parfaitement substituables. Cela implique que l'existence d'une prime de risque variable liée aux stocks d'actifs n'est pas prouvée. Puisque les récents travaux empiriques ont vigoureusement rejeté les hypothèses conjointes d'anticipations rationnelles et d'une prime de risque constante, nous concluons que c'est probablement l'hypothèse d'anticipations rationnelles qui n'est pas vérifiée[4]; de fait, il semble bien que les anticipations peuvent souvent être de nature adaptative ou extrapolative.

Les modèles généraux de gestion de portefeuille à deux pays qu'on trouve dans la littérature spécialisée peuvent être divisés en quatre

---

3. Parmi les modèles que nous avons examinés, signalons RDXF et SAM de la Banque du Canada, CANDIDE 2.0 du Conseil économique du Canada, FOCUS de l'Université de Toronto, MACE de l'Université de la Colombie-Britannique, MTFM du Conference Board et DRI.

4. Dans ces modèles, l'hypothèse d'anticipations rationnelles suppose implicitement que le coût de l'information est nul.

groupes: 1) les modèles où le taux de change constitue la variable dépendante, et le stock net d'actifs étrangers une variable indépendante; 2) les modèles où le stock net d'actifs étrangers représente la variable dépendante, et le taux de change une variable indépendante; 3) les modèles où le taux de change est la variable dépendante et où les stocks existants de monnaie nationale, de monnaie étrangère et d'obligations libellées en monnaie nationale et en monnaie étrangère sont d'importantes variables explicatives et 4) les modèles où le stock des obligations du secteur public constitue la variable dépendante et où les taux de rendement sont d'importantes variables explicatives. Dans les modèles du premier groupe qui prennent en considération les niveaux des prix relatifs pour mesurer la parité des pouvoirs d'achat, on a constaté que le stock net d'actifs étrangers n'influence pas le taux de change de façon significative. Les modèles du deuxième groupe, tels que MACE, sont très sensibles à la période d'estimation. Les modèles des troisième et quatrième groupes ont un pouvoir explicatif qui, de l'aveu même de leurs constructeurs, laisse généralement à désirer. Dans l'ensemble, ces quatre types de modèles n'apportent guère d'appui au modèle de gestion de portefeuille.

Le fait que certaines variables de balance des paiements ont une incidence statistiquement significative sur le taux de change (dans RDXF par exemple) est un indice que les actifs à court terme étrangers et canadiens ne sont pas de parfaits substituts sur courte période.

A l'instar de RDXF, les modèles CANDIDE 2.0 ou FOCUS de l'économie canadienne ne font ressortir aucun effet de portefeuille (effet de stock) sur le taux de change. DRI et MTFM mettent en évidence de tels effets, mais ni l'un ni l'autre ne renferment de variables de prix relatifs, variables dont le coefficient est pourtant hautement significatif dans les modèles comme RDXF. Toutefois les modèles annuels SAM et MACE, quant à eux, ont un effet de stock.

Somme toute, la plupart des travaux empiriques décrits ici ne permettent pas de rejeter l'hypothèse de substituabilité parfaite des capitaux, sauf à court terme. Les variations des stocks d'obligations des

secteurs publics canadien et américain et les transferts de la richesse financière à l'échelle internationale ne semblent pas influer sur les écarts attendus entre les taux de rendement des titres libellés en dollars canadiens et en dollars américains. En réalité, le taux d'intérêt canadien est approximativement égal au taux d'intérêt américain, plus le taux de dépréciation anticipé du dollar canadien.

Sur le plan des politiques, le fait que nous avons conclu à une substituabilité très élevée des actifs à court terme implique que l'intervention officielle ne peut pas influencer le taux de change par le biais d'une variation des portefeuilles sauf pendant une période assez brève. Toutefois, l'intervention peut servir de signal au marché, et une substituabilité imparfaite à court terme signifie que l'intervention peut être utilisée pour écrêter les variations du taux de change dans le court terme.

Le haut degré de substituabilité des actifs à court terme productifs d'intérêts a aussi des conséquences importantes pour la politique monétaire. (Par contre, la substituabilité des devises n'est pas considérée comme un phénomène important dans les études empiriques effectuées sur le sujet.) Ces conséquences varient beaucoup selon le modèle économique utilisé, c'est-à-dire selon que l'on pense que l'économie peut être formalisée par un modèle du type Mundell-Fleming (doté peut-être d'éléments additionnels), par un modèle classique ou par un nouveau modèle classique à anticipations rationnelles.

En règle générale, toutefois, plus la substituabilité des actifs nationaux et étrangers est élevée plus grande est l'incidence à court terme des modifications de la politique monétaire sur la production et les prix intérieurs et plus la politique monétaire agira par le biais du taux de change plutôt que par celui des taux d'intérêt. La proportion dans laquelle la politique d'expansion monétaire fera baisser le taux d'intérêt réel (taux d'intérêt nominal diminué du taux attendu d'inflation intérieure) n'est pas déterminée seulement par le degré de substituabilité des actifs mais aussi par le degré de rigidité des salaires et des prix intérieurs et par le mode de formation des anticipations concernant

l'évolution des taux de change. Les observations faites empiriquement montrent que, dans le court terme, les taux d'intérêt réels peuvent différer d'un pays à l'autre et qu'ils peuvent être influencés par les modifications de la politique monétaire nationale. De plus, il est possible que les fluctuations des taux d'intérêt s'accompagnent de variations du taux de change réel.

Dans notre analyse de la politique monétaire, le long terme ne fait l'objet d'aucune étude approfondie. La raison en est que, à long terme, on peut supposer que la monnaie est à peu près neutre : une accélération de l'expansion monétaire engendrera une augmentation du taux d'inflation et n'aura que des effets accessoires sur les variables réelles. Cette conséquence de la théorie quantitative de la monnaie est indépendante du degré de substituabilité des capitaux.

Plus le degré de substituabilité des actifs est élevé, plus l'effet à court terme que la politique budgétaire induit sur la production est faible. Toutefois, étant donné une certaine rigidité des salaires et des prix et des anticipations non statiques sur le taux de change, un certain effet peut se manifester à court terme sur la production même en situation de parfaite substituabilité.

Le degré de substituabilité entre les obligations à long terme canadiennes et américaines se répercute sur le degré d'indépendance des taux d'intérêt à long terme canadiens. Pour comparer les taux de rendement anticipés des obligations nationales et des obligations étrangères, il faut formuler certaines hypothèses sur les anticipations concernant les variations futures du taux de change. En outre, la relation entre les obligations à court terme et les obligations à long terme dépend des anticipations sur l'évolution future des taux de rendement à court terme. Pour comprendre comment les anticipations se forment sur ces deux marchés, nous avons examiné la validité des hypothèses conjointes d'anticipations rationnelles et d'une prime de risque constante. D'après les études qui ont été faites sur le marché obligataire, il existe au cours d'une période donnée des écarts systématiques entre les taux de rendement anticipés des obligations

canadiennes à court terme et des obligations canadiennes à long terme, ce qui réfute les hypothèses conjointes relatives à la structure des taux d'intérêt. En ce qui concerne le marché des changes, de nouveaux résultats viennent appuyer les travaux qui infirmaient les hypothèses conjointes. Aussi n'est-il peut-être pas opportun de limiter les tests de substituabilité des actifs aux modèles qui sont fondés sur des anticipations rationnelles et supposent un coût nul de l'information.

Les équations de taux des obligations qu'on trouve dans les modèles économétriques canadiens comportent rarement les variables de stock qui sont nécessaires pour qu'on puisse parler de substituabilité imparfaite dans un modèle de gestion de portefeuille. Ces équations concordent avec l'hypothèse selon laquelle les taux à court et à long terme américains et les taux à court terme canadiens constituent les seules variables importantes servant à déterminer les taux des obligations canadiennes. Les nouvelles estimations obtenues à l'aide de taux de rendement hypothétiques d'obligations à échéances constantes corroborent rigoureusement ces conclusions. Tout cela illustre bien les avantages que présente la substituabilité parfaite comme hypothèse de travail.

Toutefois, les équations de flux des capitaux que l'on trouve dans les modèles économétriques canadiens comportent souvent des variables d'écart de taux d'intérêt à coefficient significatif. Cela veut dire qu'au moins certains agents ne considèrent pas les obligations canadiennes et étrangères comme de parfaits substituts. Dans ces équations, l'agrégation d'un large éventail d'actifs et le regroupement d'agents ayant des préférences et des anticipations différentes compliquent l'interprétation des résultats.

Le risque politique rattaché aux obligations à long terme se mesure par l'écart de taux de rendement entre les obligations qui ne se distinguent que par la nationalité de l'émetteur. Ainsi, la meilleure façon de mesurer le risque politique consiste à comparer les obligations émises par différents gouvernements en une monnaie commune. Il existe peu de travaux portant sur cette question, mais une étude montre que les obligations du gouvernement canadien libellées en dollars américains

rapportent aux détenteurs une prime d'environ 0,6 % de plus que les obligations comparables émises par le secteur public américain. Cela indique que les actifs à long terme sont empreints d'une certaine immobilité que l'on ne retrouve pas dans les actifs à court terme.

Les équations estimées dans la présente étude font ressortir que, même dans un contexte de parfaite substituabilité des actifs à long terme, il est possible d'influencer pour de brèves périodes les taux intérieurs réels à long terme en modifiant les taux à court terme. Ainsi, il existe un mécanisme à l'aide duquel les autorités peuvent agir sur les composantes de la demande globale qui sont sensibles aux taux d'intérêt à long terme (la construction résidentielle, les investissements et la consommation de biens durables par exemple). Cependant, en situation de parfaite substituabilité, cette influence est appelée à disparaître car, sur longue période, la variation anticipée du change doit correspondre à l'écart entre les taux d'inflation anticipés pour les deux pays.

La substituabilité des actifs réels a des répercussions sur les effets à long terme que la politique budgétaire a sur l'affectation des ressources. Pour ce qui a trait à la balance des paiements, nous décrivons deux manières d'examiner la substituabilité des actifs réels entre le Canada et l'étranger. La première consiste à étudier les composantes du compte de capital correspondant à la propriété des actifs réels, c'est-à-dire les investissements directs et les achats d'actions. La deuxième consiste à étudier l'évolution du flux net de l'épargne réelle, qui est par définition égal au solde de la balance courante.

L'estimation des équations d'investissements directs et d'achats d'actions donne des résultats ambivalents. Les facteurs autres que les taux de rendement mesurés, tels que les modifications des politiques gouvernementales, les stratégies industrielles des multinationales, les restrictions au commerce extérieur, etc., ont exercé une influence prépondérante sur les flux de capitaux. De plus, les tests sont limités par le fait qu'il est impossible de trouver des taux de rendement rigoureusement comparables entre les pays. De toute façon, les données des flux de la balance des paiements ainsi que celles de l'évolution de la

balance courante, de l'épargne et des investissements dans un certain nombre de pays industriels donnent l'impression que le marché international des capitaux est plutôt segmenté.

La substituabilité des actifs réels, de même que celle des autres types d'actifs, peut être évaluée à partir de l'écart entre les taux de rendement au Canada et à l'étranger. Les taux de rendement moyens mesurés des actifs réels et des actions au Canada et aux États-Unis ont divergé considérablement pendant certaines sous-périodes, mais au cours de l'ensemble des deux dernières décennies, ils n'ont pas affiché de différence marquée. Étant donné les problèmes que posent les comparaisons entre pays, on ne peut pas tirer grand-chose de ces résultats, sinon qu'ils sont compatibles avec une substituabilité faible à court terme et forte à long terme. On pourrait conclure que la demande étrangère d'actifs réels canadiens est plus élastique que celle de la plupart des autres pays mais qu'elle serait loin d'être infiniment élastique. Il y aurait lieu de poursuivre les recherches dans ce domaine, car cette question n'a pas fait l'objet d'un grand nombre d'études.

Si la courbe d'offre de la production réelle est verticale, la politique budgétaire ne saurait avoir d'effets à long terme sur le niveau de la production, mais le degré de substituabilité des actifs réels a d'importantes conséquences pour l'affectation des ressources. S'il y a substituabilité parfaite des capitaux, une augmentation du déficit budgétaire peut être financée par des entrées de capitaux étrangers sans que les taux d'intérêt intérieurs s'accroissent de façon importante. Autrement dit, l'accroissement du déficit aurait un effet d'éviction du même ordre au niveau de la balance courante et n'aurait aucun effet d'éviction au niveau des investissements intérieurs. Les conséquences pour le produit national brut (PNB), par opposition au produit intérieur brut, seraient toutefois aussi lourdes, puisque la diminution du solde de la balance courante correspondrait à une baisse équivalente des investissements nets des résidents à l'étranger, et il y aurait à la longue une compression des entrées nettes de fonds au titre des intérêts et des dividendes.

Dans la pratique, la substituabilité des actifs est probablement assez élevée pour qu'on puisse s'attendre à ce qu'un déficit budgétaire accru ait à la longue une incidence à la baisse sensible sur la balance courante. L'ampleur de cette incidence dépendrait dans une certaine mesure de l'usage auquel seraient affectés les concours obtenus pour financer le déficit. Une augmentation des investissements publics pourrait avoir pour effet d'attirer à la longue plus de capitaux étrangers que ne le ferait un accroissement de la consommation publique, car à long terme les investissements productifs fournissent eux-mêmes les moyens d'assurer le service de leur financement[5]. Un accroissement de la consommation publique accentuerait probablement sur longue période la pression à la hausse sur les taux d'intérêt intérieurs, car, en l'absence d'un stock accru de capitaux, il faudrait qu'une prime de risque vienne inciter les non-résidents à détenir des montants accrus de titres nationaux. Ainsi les dépenses publiques de consommation auraient vraisemblablement, sur les investissements privés, un effet d'éviction plus fort que les dépenses publiques d'investissement.

---

5. Cela impliquerait que, dans les analyses coûts-avantages, l'on doive attribuer une pondération assez élevée au taux d'intérêt à l'étranger dans le calcul du taux d'actualisation collectif.

CHAPITRE 2

INTERVENTIONS OFFICIELLES SUR LES MARCHÉS DES CHANGES

2.1 Introduction

Dans le présent chapitre nous essayons de déterminer si les interventions stérilisées effectuées sur le marché des changes peuvent influencer le cours du dollar canadien. L'expression "intervention stérilisée" désigne les achats et ventes de devises faits par la banque centrale et dont les effets sur les réserves des banques à charte sont neutralisés[1]. Ce type d'opérations a été étudié par Genberg (1981) et Solomon (1983) et a fait l'objet du Rapport du Groupe de travail sur les interventions sur les marchés des changes (1983).

L'intervention stérilisée peut influencer le taux de change si au moins une des conditions suivantes est remplie[2] :

(i) s'il y a substituabilité imparfaite entre les obligations nationales et étrangères et si les obligations du secteur public sont traitées comme richesse nette;

(ii) si l'intervention est un indicateur prospectif des modifications de la politique monétaire et, par conséquent, agit sur les anticipations du marché[3];

(iii) si l'intervention influence les opinions, les anticipations ou la dynamique du marché des changes sur courte période, peut-être en transmettant au public des renseignements dont celui-ci se désintéressait ou qui étaient impossibles à obtenir autrement [Loopesko (1983)].

Étant donné l'objet de la présente étude, nous examinons surtout dans ce chapitre les tests empiriques portant sur la condition (i). Toutefois,

---

1. Les réserves que la Banque du Canada met au jour le jour à la disposition des banques à charte sont indépendantes du montant de l'intervention. On peut donc dire que l'intervention est "automatiquement" stérilisée.

2. Voir, par exemple, Loopesko (1983).

3. Mussa (1981) a mis l'accent sur ce point.

comme tout travail empirique doit nécessairement tenir compte de la formation des anticipations, les deux autres conditions ne peuvent être écartées.

Après un bref examen des anticipations sur le taux de change à la section 2.2, nous analysons à la section 2.3 les modèles théoriques où l'intervention stérilisée a une influence. Cette section met l'accent sur les "modèles de gestion de portefeuille". La section suivante (2.4) traite des estimations empiriques de l'hypothèse de substituabilité internationale des capitaux. En guise de conclusion, nous abordons dans la dernière partie de ce chapitre les questions concernant la stabilité des demandes d'actifs, la volatilité des taux de change et les implications des résultats obtenus en ce qui concerne la politique d'intervention.

2.2 Les anticipations dans les modèles de taux de change

Le mode de formation des anticipations constitue une partie importante de tout modèle de flux de capitaux ou de taux de change, car il a des répercussions importantes sur les coefficients estimés et sur la manière dont l'équation explique l'influence que les modifications des politiques exercent sur le taux de change. Cette section, qui fournit les éléments nécessaires à la compréhension des modèles empiriques étudiés plus loin, traite des anticipations sur les taux de change et cherche à déterminer si ces dernières sont rationnelles, adaptatives ou extrapolatives.

2.2.1 Les anticipations rationnelles

Le concept d'anticipations rationnelles - ou de marchés efficients, comme on dit souvent en pensant aux marchés financiers - a occupé une place prépondérante dans les études publiées au cours de la dernière décennie. Toutefois, les récents travaux résumés puis développés dans Longworth, Boothe et Clinton (1983) rejettent les hypothèses conjointes d'anticipations rationnelles et d'une prime de risque constante

sur les marchés des changes[4]. De plus, les résultats disponibles semblent indiquer que le rejet des hypothèses conjointes est au moins en partie imputable au rejet de l'hypothèse d'anticipations rationnelles[5, 6].

2.2.2 Les anticipations adaptatives

Même si les taux de change peuvent varier rapidement - et ils le font souvent - après la publication de nouvelles données, il existe des résultats empiriques qui portent à croire que, dans le cas du dollar canadien, l'ajustement à des modifications des facteurs fondamentaux tels que les prix relatifs, la balance de base et les écarts de taux d'intérêt par exemple tend à se faire à un rythme relativement lent[7]. Selon les estimations, ces facteurs ont sur le taux de change des effets plus faibles à court terme qu'à long terme. Cette remarque est conforme à l'hypothèse d'anticipations adaptatives, comme l'expliquent Longworth et al. (1983, p.7) :

> Cela peut être dû au fait que le coût du traitement de l'information est élevé pour les cambistes indépendants et que le

---

4. Bilson (1981), Boothe (1983) et Longworth (1981a, 1983) sont au nombre des auteurs qui ont rejeté ces derniers temps les hypothèses conjointes dans le cas du dollar canadien.

5. Selon les hypothèses conjointes, la variation du taux de change doit être liée positivement au report de début de période, avec un coefficient de 1. Toutefois, les travaux empiriques portant sur le dollar canadien et sur nombre d'autres monnaies indiquent que le coefficient est négatif, peu importe que l'équation contienne des variables tenant lieu du risque ou non. [Voir Longworth et al. (1983).] Par exemple,

$$\Delta s_{t+1} = \underset{(.0009)}{.0005} \; \underset{(.550)}{-.389} \; fp_t \quad (1970M7\text{-}1981M12)$$

où Δs est la variation du logarithme du cours du comptant, et fp la différence entre le logarithme du cours à un mois et celui du cours du comptant (les écarts-types sont entre parenthèses). D'aucuns soutiennent que, selon les tests économétriques mentionnés, l'intervention peut rendre un marché non efficient. Cette assertion est fausse car si le marché des changes est efficient, les cours du comptant et du terme doivent refléter notamment les interventions passées observées et les interventions futures anticipées de façon rationnelle [Longworth et al. (1983, Annexe E)].

6. Le terme "rationnel" est employé ici dans le sens technique que lui donnent les modèles dans lesquels la collecte de renseignements ne coûte rien et le groupe d'agents économiques est homogène.

7. Voir, par exemple, la section 4.4.

montant de capitaux privés susceptibles d'être affectés à des opérations de spéculation à long terme est limité. Même si les cambistes indépendants s'efforcent d'obtenir et d'analyser les renseignements qui permettent de prédire des variations à très court terme des taux de change, il reste que les modèles très complexes contenant les variables causales fondamentales ne permettent pas d'effectuer des prévisions à court terme qui soient de loin meilleures que celles qu'on peut faire avec certaines méthodes assez élémentaires, comme par exemple l'utilisation de la tendance récente du taux de change lui-même à des fins de prévision.

Un comportement adaptatif n'est pas nécessairement irrationnel surtout lorsqu'on tient compte des coûts. De fait, dans certains cas, les anticipations adaptatives sont rationnelles même lorsque les coûts d'information sont nuls[8]. De toute façon, elles semblent assez bien résumer le comportement passé du dollar canadien.

2.2.3 Le comportement des marchés, les effets d'annonce et les anticipations extrapolatives

Comme les participants au marché des changes sont constamment en train d'assimiler de nouvelles informations, les modifications inattendues des variables économiques peuvent avoir des incidences considérables sur le taux de change. Dans un marché efficient, les modifications instantanées du taux de change sont le reflet de prévisions non biaisées concernant les effets ultimes des variations du taux de change. Dans la réalité, toutefois, ces variations déclenchent sur le marché des changes des réactions qui font boule de neige, de sorte que les anticipations sur le taux de change deviennent extrapolatives.

Il est difficile de savoir comment le marché des changes va réagir à l'annonce de modifications des politiques des pouvoirs publics. Il est possible par exemple que les faibles effets estimés des opérations

---

8. Muth (1960) fait valoir que le schéma le plus simple d'anticipations adaptatives est de forme rationnelle lorsqu'une variable peut être représentée ainsi :

$$x_t = \varepsilon_t + \beta \sum_{i=1}^{\infty} \varepsilon_{t-i} .$$

normales d'intervention soient submergés par des effets d'anticipation de sens contraire si le marché percevait un changement important de la politique d'intervention. Au surplus, les effets d'anticipation induits par une politique d'intervention pourraient l'emporter sur les autres effets, en particulier si un changement de stratégie est perçu comme le symptôme d'une modification de la politique monétaire.

2.2.4 Conclusions concernant les anticipations sur les taux de change

Il y a de bonnes raisons de croire que les mouvements du cours du dollar canadien par rapport au dollar américain ne s'expliquent pas toujours entièrement par des anticipations rationnelles. Il semblerait plutôt qu'ils soient souvent de nature adaptative ou extrapolative. Dans ces conditions, l'adoption de certaines mesures correctives semble assez justifiée. Pour que l'intervention soit en mesure d'exploiter l'irrationalité des anticipations dans le sens voulu, il faut que l'une des conditions mentionnées à la section 2.1 soit remplie et que la manière dont le marché perçoit une réorientation de la politique d'intervention n'ait pas d'effets non désirés au niveau de la spéculation.

2.3 Les modèles théoriques de détermination du taux de change

Les modèles contemporains de détermination du taux de change axés sur le marché des actifs peuvent être divisés grosso modo en deux groupes : les modèles fondés sur une approche monétaire et ceux qui font plutôt appel à l'analyse de portefeuille [9]. La différence entre ces deux approches réside en ce que les modèles du premier groupe reposent sur l'hypothèse que les obligations libellées en monnaie nationale et celles qui sont libellées en monnaies étrangères sont de parfaits substituts. La condition de substituabilité parfaite des capitaux est différente de celle de la mobilité parfaite des capitaux, que nous définissons comme l'absence

---

9. Voir Frankel (1980) pour une typologie des modèles de taux de change.

de tout contrôle des capitaux (existant ou anticipé), de risque de non-remboursement et de coûts de transaction importants [10, 11]. Lorsqu'il n'y a pas de mobilité parfaite des capitaux, on dit qu'il y a risque politique [Aliber (1973)], alors qu'on parle de risque de change quand la substituabilité des capitaux n'est pas parfaite.

L'existence d'un risque politique se manifeste par des écarts sensibles par rapport à la parité des taux d'intérêt avec couverture des risques de change — situation où le rendement d'un actif national est égalisé au rendement d'un actif étranger comparable après couverture des risques de change [12]. Toutefois, il n'y a pas de risque de change lorsqu'il y a parité des taux d'intérêt sans couverture -- c'est-à-dire lorsque l'écart entre les taux d'intérêt est égal à la variation anticipée du taux de change [13]. Le Tableau 1 fait ressortir les différences entre la mobilité parfaite des capitaux et la substituabilité parfaite des actifs.

Lorsqu'il y a parité des taux d'intérêt avec ou sans couverture des risques de change, c'est-à-dire substituabilité et mobilité parfaites des capitaux, un mécanisme important par lequel l'intervention stérilisée peut opérer disparaît. Si l'une des deux conditions n'est pas vérifiée, on peut recourir à l'intervention comme moyen d'action indépendant [Eaton et Turnovsky (1983b)] [14]. Puisque la condition de parité des taux d'intérêt

---

10. Dans la littérature spécialisée des années 60, l'hypothèse de mobilité parfaite des capitaux englobait le concept de substituabilité parfaite des capitaux. Il convient, à des fins d'analyse, de faire la distinction entre les deux concepts.

11. On suppose que les modèles d'ajustement des stocks reflètent d'importants coûts de transaction ou le regroupement de différents agents qui s'adaptent complètement à des moments différents.

12. $(1+i)=(1+i^*)\frac{F}{S}$, où i et i* désignent les taux d'intérêt intérieur et extérieur, F le cours du change à terme et S le cours du comptant. L'approximation logarithmique est représentée par l'équation $i-i^*=f-s$, où $f=\ln F$ et $s=\ln S$.

13. Dans la notation du renvoi 12, $i-i^*=\Delta s^e$, où e désigne l'anticipation moyenne sur les marchés plutôt que l'opérateur d'espérance mathématique.

14. Si seule la parité des taux d'intérêt avec couverture ne se vérifie pas, l'intervention sur le marché des changes à terme produira un effet autre qu'une variation de la proportion des obligations nationales et étrangères dans les portefeuilles (intervention sur le marché au comptant). [Eaton et Turnovsky (1983b)].

Tableau 1

MOBILITÉ ET SUBSTITUABILITÉ

Mobilité parfaite des capitaux	**Substituabilité parfaite des capitaux**
- les obligations nationales et les obligations étrangères couvertes en change sont parfaitement substituables	- les obligations nationales et les obligations étrangères non couvertes en change sont parfaitement substituables
- pas de prime pour le risque politique [absence de contrôles des capitaux (existants ou anticipés), de risque de non-remboursement et de coûts de transaction importants]	- aucune prime pour le risque de change
- il y a parité des taux d'intérêt avec couverture des risques de change	- il y a parité des taux d'intérêt sans couverture des risques de change

avec couverture est à peu près remplie dans le cas du Canada (Annexe A), nous nous bornons à examiner les modèles théoriques où cette condition est effectivement remplie et où l'on peut tester l'hypothèse de parité des taux d'intérêt sans couverture, c'est-à-dire toute la famille des modèles de gestion de portefeuille.

La littérature spécialisée ne contient pas de typologie généralement acceptée des modèles de gestion de portefeuille [15]. Ces modèles diffèrent par les hypothèses qu'ils font concernant les préférences d'un pays à l'autre en matière d'actifs, l'adjonction de la base monétaire au stock d'obligations détenu par le secteur privé et l'extension donnée à la notion de petit pays par rapport au reste du monde. De plus, même lorsque les modèles se ressemblent, leurs spécifications empiriques varient considérablement. La présente section ne traite que des modèles de gestion de portefeuille à deux pays. Les modèles simples, qui reposent

15. Frankel (1980) toutefois divise quelques-uns d'entre eux en trois classes : les modèles à préférences uniformes, les modèles de l'habitat préféré et les modèles à petit pays.

sur l'hypothèse que les préférences sont identiques d'un pays à l'autre ou qu'elles sont "symétriques" en ce qui concerne la monnaie nationale, sont discutés à la section 2.4. Dans tous ces modèles, l'intervention stérilisée a pour effet de modifier les stocks relatifs des actifs et, par voie de conséquence, de faire varier les prix de ces derniers - y compris le cours du change - ce qui conduit à un nouvel équilibre des portefeuilles.

On peut construire un modèle de gestion de portefeuille assez général pour deux pays [voir, par exemple, Tryon (1983)], dans lequel les résidents canadiens détiennent de la monnaie canadienne (représentée par la base monétaire M) et des obligations canadiennes (B_C) et étrangères (B_C^*), et les résidents étrangers des devises étrangères (M^*) et des obligations canadiennes (B_F) et étrangères (B_F^*) :

$$
\begin{aligned}
M &= M(i, i^*, \Delta s^e, Y/W_C)W_C & M &= \overline{M} \\
B_C &= b_C(i, i^*, \Delta s^e, Y/W_C)W_C & M^* &= \overline{M}^* \\
SB_C^* &= b_C^*(i, i^*, \Delta s^e, Y/W_C)W_C & B_C + B_F &= \overline{B} \\
M^* &= M^*(i, i^*, \Delta s^e, Y^*/W_F)W_F & B_C^* + B_F^* &= \overline{B}^* \\
B_F/S &= b_F(i, i^*, \Delta s^e, Y^*/W_F)W_F & W_C &= M + B_C + SB_C^* \\
B_F^* &= b_F^*(i, i^*, \Delta s^e, Y^*/W_F)W_F & W_F &= M^* + B_F/S + B_F^* \qquad (1)
\end{aligned}
$$

Dans chaque cas, les demandes d'actifs dépendent des taux d'intérêt intérieur et extérieur (i et i*), des variations attendues des taux de change (Δs^e, où s désigne le logarithme du prix de la devise étrangère, S) et du revenu intérieur (Y) ou étranger (Y*). Étant donné que, pour chaque pays, la somme des demandes d'actifs est égale à la richesse [W_C, W_F], l'une des équations est linéairement dépendante des deux autres. On peut résoudre le système d'équations pour déterminer la valeur de i, i*, s (s^e étant connu) ainsi que les valeurs de la richesse et des stocks d'actifs.

Si la demande de monnaie n'est pas fonction de la richesse [16] et que la répartition entre la demande d'obligations nationales et la demande d'obligations étrangères ne dépende pas du revenu, on peut (si les taux d'intérêt sont déterminés sur le marché monétaire et si l'on connait s^e) formuler comme suit les principales équations déterminant la valeur de s :

$$B_c = b_c(i, i^*, \Delta s^e)W_c';\ W_c' = B_c + SB_c^*;\ B_c + B_F = \overline{B}$$

$$B_F/S = b_F(i, i^*, \Delta s^e)W_F';\ W_F' = B_F/S + B_F^*;\ B_c^* + B_F^* = \overline{B}^* \qquad (2)$$

Les fonctions de demande de portefeuille qu'on peut tirer du système d'équations ci-dessus ne dépendent vraisemblablement que des différences entre les taux de rendement, de sorte qu'il paraît raisonnable de présumer, pour simplifier, une réaction symétrique de ces fonctions aux variations des variables i, i* et Δs^e. On peut donc écrire :

$$B_c = b_c(i - i^* - \Delta s^e)W_c'$$

$$B_F/S = b_F(i - i^* - \Delta s^e)W_F' \qquad (3)$$

Il serait aussi possible de simplifier le modèle en posant comme hypothèse que la base monétaire et les obligations nationales sont de parfaits substituts. On obtient alors un système d'équations qui peut également être représenté par le jeu d'équations (3), mais où B et B* seraient définis comme la somme des obligations externes [17] et de la base monétaire et exprimés respectivement en monnaie nationale et en monnaie étrangère.

---

16. La richesse n'entre pas dans la plupart des modèles de demande de monnaie au sens étroit construits pour le Canada ou les États-Unis. Toutefois, on pourrait avancer que le retard échelonné du revenu, qui se retrouve dans nombre d'équations, traduit la présence d'un revenu permanent, qui, lui, est le rendement de la richesse.

17. Les obligations "externes" sont des obligations du secteur public, que les investisseurs considèrent comme richesse nette.

2.4 Les modèles empiriques

2.4.1 Survol

Le risque politique que comportent les actifs à court terme canadiens ne semble pas important, les écarts de taux d'intérêt avec couverture sont minimes (comme le sont les coûts de transaction sur le marché des changes), et, loin de porter une prime de risque positive, les taux d'intérêt intérieurs sont inférieurs aux taux des titres libellés en euro-dollars canadiens. Les statistiques de l'Annexe A confirment ces caractéristiques des marchés financiers canadiens.

Comme le risque politique relatif est apparemment négligeable, on peut dire en général que les modèles empiriques présentés plus loin visaient surtout à étudier la présence du risque de change [18].

Les diverses façons dont les modèles de gestion de portefeuille sont estimés traduisent :

(i) différentes hypothèses simplificatrices avancées par les auteurs (par exemple l'hypothèse concernant la symétrie des fonctions de demande, l'hypothèse relative au petit pays);
(ii) différentes hypothèses concernant les anticipations (section 2.2 ci-dessus);
(iii) la question de savoir si l'on ne fait que tester les effets de portefeuille ou si l'on estime un modèle structurel complet et
(iv) différents choix concernant la variable dépendante.

Les modèles du type décrit à la section 2.3 peuvent être estimés de trois manières [19] :

---

18. Cependant, dans la mesure où l'on utilise les taux d'intérêt intérieurs plutôt que les taux des titres libellés en euro-dollars canadiens, les modèles ne peuvent être considérés comme des modèles de risque de change purs. Par ailleurs, il n'est pas sûr que les auteurs des études publiées avant 1980, par exemple, saisissaient clairement la distinction entre les deux types de risques.

19. Tryon (1983, pp. 3 et 4) expose de façon détaillée les raisons pour lesquelles une façon de procéder est préférable à une autre.

(i) dans leur forme structurelle, avec pour variable dépendante une variable de stock;

(ii) selon une fonction de demande inversée : la variable de stock détermine alors la variable de taux [taux de change, écart de taux d'intérêt ou mesure de la prime de risque ($i-i^*-\Delta s^e$)] ou

(iii) en termes d'une équation de flux de capitaux.

Souvent, les résultats empiriques sont fonction dans une très large mesure de la variable dépendante choisie. Par conséquent, les conclusions dégagées au sujet de la substituabilité des capitaux et de l'efficacité de l'intervention dépendent fortement de la grandeur que l'auteur choisit comme variable dépendante, à savoir une variable de stock ou une variable de taux[20].

Pour les raisons suivantes, il semble plus opportun d'utiliser les taux comme variable dépendante :

(i) étant donné que les coûts de transaction sont modérés, que l'information se propage rapidement et que les marchés financiers canadiens sont hautement intégrés aux marchés étrangers, on présume que les flux de capitaux sont assez élastiques. La substituabilité entre les capitaux nationaux et étrangers tendant vers l'infini, on ne peut se fier aux estimations d'élasticités qui sont faites dans les équations où la variable dépendante est une variable de stock - de fait, il est possible que l'élasticité estimée ne soit pas significativement différente de 0 (voir Annexe B);

(ii) les prix des actifs s'adaptent rapidement aux changements exogènes des offres d'actifs et aux autres chocs exogènes;

(iii) dans le cadre de modèles complets, si les responsables des

---

20. D'autres problèmes d'ordre économétrique peuvent se poser. Lorsqu'il y a un certain degré de substituabilité imparfaite, un certain biais de simultanéité est susceptible de se produire dans les équations, d'où la nécessité d'employer des techniques d'estimation simultanée. Lorsque la fonction de demande comporte des résidus autocorrélés, on trouve une moyenne mobile dans les modèles à anticipations rationnelles où le taux de change réalisé tient lieu du taux de change anticipé. Danker et al. (1984) ont étudié ce cas ainsi que la méthode des doubles moindres carrés à deux étapes [voir, par exemple, Cumby et al. (1983)].

politiques s'intéressent aux incidences de ces dernières sur le taux de change, ils souhaiteront obtenir la meilleure estimation possible de la dérivée du taux de change par rapport aux variables de stock influencées par les interventions sur le marché des changes [21];

(iv) en ce qui concerne les tests des anticipations rationnelles, l'estimation économétrique est largement simplifiée [22].

Les résultats empiriques relatifs à l'hypothèse de substituabilité des actifs à court terme sont analysés aux sous-sections 2.4.2 à 2.4.6. Les tests ont porté sur le modèle à préférences uniformes et à anticipations rationnelles, le modèle symétrique de l'habitat préféré à anticipations rationnelles, le modèle général à deux pays et un modèle fondé sur la substituabilité imparfaite à très court terme seulement. L'analyse porte également sur les résultats des modèles macroéconomiques canadiens, dans lesquels la question de la substituabilité des actifs à court terme est envisagée de façon empirique et éclectique.

2.4.2 Modèle à préférences uniformes et à anticipations rationnelles

Si tous les investisseurs ont, quel que soit leur pays de résidence, des préférences analogues en matière de portefeuille, leurs fonctions de demande d'actifs peuvent être agrégées en une fonction de demande globale d'actifs. On peut donc écrire :

$$\frac{B}{SB^*} = a + b\,(i - i^* - \Delta s^e) \qquad (4)$$

---

21. Voir renvoi 8 dans Tryon (1983).

22. Selon l'hypothèse d'anticipations rationnelles, la prime de risque est donnée par :

$$i - i^* - \Delta s^e = i - i^* - s_{+1} + s + \varepsilon$$

où ε désigne un bruit blanc. La variable $i - i^* - s_{+1} + s$ peut servir alors de variable dépendante, ε représentant une partie de l'erreur globale de l'équation d'estimation.

où

B représente les obligations externes (obligations du secteur public considérées comme richesse nette) libellées en monnaie canadienne et

B* représente les obligations externes libellées en monnaie étrangère.

On obtient cette fonction de demande en supposant que les investisseurs qui ont une aversion pour le risque et qui consomment des biens ou des paniers de biens analogues maximisent leur fonction d'utilité anticipée [Frankel (1979a)]. Cette fonction de demande implique que, si la banque centrale achète des obligations libellées en dollars canadiens à l'aide d'obligations libellées en monnaies étrangères, cela fera baisser le prix de la devise étrangère au-dessous du cours futur anticipé.

Lorsque le modèle en question s'appuie sur des anticipations rationnelles ($\Delta s^e = s_{+1} - s + \varepsilon$), l'équation suivante peut être dégagée :

$$i - i^* - s_{+1} + s = \frac{-a}{b} + \frac{1}{b}\frac{B}{SB^*} + \varepsilon \qquad (5)$$

De plus, si la condition de parité des taux d'intérêt avec couverture est réalisée :

$$s_{+1} - f = a' + b'\frac{B}{SB^*} - \varepsilon \quad \text{où}$$

$$a' = a/b \quad b' = -1/b < 0 \qquad (6)$$

Lorsque l'équation précédente est estimée sur la période 1971M1-1982M11, on obtient les statistiques consignées au Tableau 2. Les équations décrites dans ce tableau diffèrent par la façon de définir les variables d'actifs externes B et B*. Toutefois, les résultats sont uniformes en ce sens que le ratio des actifs (B/SB*) est affecté d'un coefficient du mauvais signe. Ainsi, les résultats obtenus ne confortent pas la validité du modèle de gestion de portefeuille à préférences uniformes. Cette affirmation concorde avec les conclusions que Rogoff

Tableau 2

1971M1 - 1982M11

$s_{+1} - f = a' + b' (B/SB^*)$

B	B*	a'	b'	E.T.E.	D.W.
Titres négociables du gouvernement fédéral détenus par le secteur privé, plus base monétaire, plus monnaie métallique	Stock mondial des titres en dollars É.-U. émis par le gouvernement américain, plus les titres en dollars É.-U. émis par le gouvernement canadien	-0,0098 (1,05)	1,36 (1,14)	0,0131	2,11
Titres négociables du gouvernement fédéral détenus par le secteur privé, plus base monétaire	Même chose que ci-dessus	-0,0093 (1,02)	0,133 (1,11)	0,0131	2,11
Titres négociables du gouvernement fédéral détenus par le secteur privé, plus base monétaire, plus obligations d'épargne du Canada	Même chose que ci-dessus	-0,0199 (1,52)	0,185 (1,59)	0,0130	2,12
Dette du gouvernement fédéral, plus dette des provinces	Même chose que ci-dessus, plus la dette en dollars É.-U. des provinces et des municipalités	-0,0153 (1,20)	0,079 (1,27)	0,0131	2,11

Les statistiques t figurent entre parenthèses.

(1984) a tirées des données hebdomadaires des actifs externes pour le Canada et les États-Unis et selon lesquelles les variables de portefeuille ont un signe contraire à celui qui est attendu[23].

2.4.3 Modèle symétrique de l'habitat préféré à anticipations rationnelles

Puisque les investisseurs préfèrent en général les produits nationaux aux produits étrangers, ils opteront vraisemblablement pour les obligations libellées en monnaie nationale au détriment de celles libellées en d'autres monnaies, ce, afin de maintenir leur pouvoir d'achat anticipé. Ainsi les transferts de richesse qui s'opèrent sous la forme d'excédents de la balance courante, par exemple, pourraient modifier la demande de titres libellés dans une monnaie donnée.

On peut simplifier le problème des préférences de plusieurs manières en introduisant divers types de symétrie dans les préférences des Canadiens et celles des étrangers. L'une de ces manières consiste à supposer que le portefeuille des deux groupes de résidents réagit de la même façon aux écarts des taux de rendement [comme cela est exposé dans Frankel (1982c)] :

$$\frac{B_c}{W_c} = a_o + b(i - i^* - \Delta s^e) \tag{7}$$

$$\frac{B_F}{SW_F} = a_1 + b\,(i - i^* - \Delta s^e) \tag{8}$$

$$\frac{B}{W} = \frac{B_c + B_F}{W} = \frac{a_o W_c}{W} + \frac{a_1 SW_F}{W} + b(i - i^* - \Delta s^e) \tag{9}$$

$$\frac{B}{W} = a_1 + (a_o - a_1)\frac{W_c}{W} + b(i - i^* - \Delta s^e) \tag{10}$$

---

23. L'étude de Frankel (1982c) sur le cours du mark allemand vis-à-vis du dollar É.-U. n'a pas dégagé de variables de stock d'actifs affectées d'un coefficient significatif.

où W = richesse mondiale $B+SB^*=W_c+SW_F$, exprimée en dollars canadiens
W_c = richesse des Canadiens
W_F = richesse des étrangers, exprimée en monnaie étrangère,
B_c = obligations libellées en dollars canadiens détenues par les Canadiens,
B_F = obligations libellées en dollars canadiens détenues par les étrangers,
B^* = actifs externes libellés en monnaie étrangère (exprimés en monnaie étrangère).

Il est possible d'élargir le modèle ci-dessus de façon à ce qu'il embrasse trois entités, le Canada, les États-Unis et le "reste du monde". Dans ce cas, la demande d'obligations canadiennes peut être exprimée comme suit :

$$\frac{B}{W} = a_o \frac{W_c}{W} + a_1 \frac{SW_{us}}{W} + \frac{a_2 W_r}{W} + b(i-i^*-\Delta s^e) \qquad (11)$$

où W_{us} représente la richesse des États-Unis (exprimée en dollars É.-U.), et W_r la richesse du reste du monde (exprimée en dollars canadiens) et où $W = W_c+SW_{us}+W_r$. En combinant l'hypothèse de parité des taux d'intérêt avec couverture et celle d'anticipations rationnelles, on obtient :

$$s_{+1} - f = a' + b'(B/W) + c'(W_c/W) + d'(SW_{us}/W) - \varepsilon \quad \text{où} \qquad (12)$$

$$a' = \frac{a_2}{b} \quad b' = \frac{-1}{b} < 0 \quad c' = \frac{a_o - a_2}{b} > 0 \quad d' = \frac{a_1 - a_2}{b} > 0$$

et ε est un terme d'erreur.

Les signes de c' et d' satisfont l'hypothèse que les Canadiens et les Américains détiennent un plus grand pourcentage de leur richesse sous forme d'actifs canadiens que les résidents du reste du monde.

Cette équation est estimée à l'aide de deux définitions de B pour chacune de deux approximations de la répartition de la richesse

mondiale[24]. Les résultats consignés au Tableau 3 indiquent que le coefficient de l'offre d'actifs externes canadiens n'est pas significatif et que, dans trois cas sur quatre, il est affecté d'un signe contraire à celui que la théorie permet de prévoir. De plus, les coefficients des variables de richesse relative, dans cinq cas sur six, sont affectés d'un signe contraire à celui qui est attendu.

Tableau 3

1971M1 - 1982M11

$s_{+1} - f = a' + b' (B/W) + c'(W_c/W) + d'(W_{us}/W)$

B englobe	a'	b'	c'	d'	E.T.E.	D.W.
Dette du gouvernement fédéral seulement	-0,022 (1,54)	0,31 (1,59)	-0,11 (1,14)		0,0131	2,11
Dette du gouvernement fédéral seulement	-0,67 (0,98)	0,95 (1,35)	-0,045 (0,37)	0,65 (0,95)	0,0131	2,11
Dette des gouv. féd., prov., mun.	-0,019 (1,20)	0,13 (1,03)	-0,012 (0,15)		0,0131	2,11
Dette des gouv. féd., prov., mun.	0,20 (0,58)	-0,049 (0,16)	-0,10 (0,63)	-0,23 (0,64)	0,0132	2,12

Les statistiques t figurent entre parenthèses.

24. Dans la première définition, B désigne uniquement la dette du gouvernement fédéral. Dans la seconde, il comprend aussi la dette des provinces et municipalités. En ce qui a trait à la répartition de la richesse mondiale, on suppose dans un cas que le monde ne se compose que de deux pays et que la balance courante du Canada se résume au transfert de richesse entre ce pays et les États-Unis; dans l'autre cas, on postule un secteur "reste du monde" égal à la somme des déficits de la balance courante du Canada et des États-Unis. Les données sont décrites à l'Annexe D.

Puisque les études faites sur l'efficience des marchés des changes [Longworth et al. (1983)] montrent que l'hypothèse d'efficience spéculative ($s_{+1}=f+u$) ne peut être retenue dans un modèle de comportement des marchés des changes, il est intéressant de se demander si ce résultat n'est pas imputable dans une certaine mesure à l'existence d'une prime de risque variable du type discuté plus haut. Pour vérifier cela, on a ajouté des variables d'offre d'actifs et des variables de richesse relative aux équations servant à tester l'hypothèse d'efficience :

$$\Delta s_{+1} = a_o + a_1(f-s) + b(B/W) + c(W_c/W) + d(SW_{us}/W) \qquad (13)$$

Les équations pertinentes sont présentées au Tableau 4. D'après les résultats obtenus, a_1 est négatif et significativement plus petit que +1; par conséquent, l'insertion de variables de prime de risque n'infirme pas le rejet de l'hypothèse d'efficience constaté dans les études précédentes. Les coefficients des variables d'offre d'obligations sont affectés du mauvais signe dans trois cas sur quatre et en général ceux des variables de prime de risque ne sont pas statistiquement significatifs.

En résumé, il n'y a pas de preuves que le coefficient de la prime de risque reliée aux stocks d'actifs externes et à la répartition de la richesse soit statistiquement significatif. Par voie de conséquence, il n'y a guère d'indications que le dollar canadien comporte une prime de risque associée aux facteurs considérés le plus souvent dans les études disponibles[25, 26]. A l'instar des études portant sur d'autres

---

25. Il n'a pas été non plus possible à Danker et al. (1984) de trouver des résultats permettant d'associer la prime de risque sur le dollar canadien aux variables que proposent les modèles de portefeuille.

26. Hodrick et Srivastava (1984) ont souligné récemment que la littérature économique fait état de modèles théoriques [par exemple Hodrick (1981) et Stulz (1981)] dans lesquels les primes de risque variables ne dépendent pas uniquement des stocks d'actifs et de la richesse. Ceux qui désirent optimiser leurs investissements tiendront compte de la variance et des covariances des variables pertinentes. Ces auteurs admettent toutefois que ces "modèles ne se prêtent pas aisément à des applications empiriques" [Hodrick et Srivastava (1984)] car les variables pertinentes doivent être spécifiées clairement et être en nombre limité. Bien que le modèle que nous avons étudié soit particulier et qu'il n'incorpore pas toutes les variables pouvant expliquer les primes de risque, l'estimation des modèles généraux où interviennent des actifs externes devrait permettre d'obtenir des dérivées partielles par rapport à ces derniers et à la richesse qui soient affectées des mêmes signes que dans le modèle étudié ici.

Tableau 4

1971M1 - 1982M11

$$\Delta s_{+1} = a_0 + a_1(f-s) + b(B/W) + c(W_c/W) + d(SW_{us}/W)$$

B englobe	a_0	a_1	b	c	d	E.T.E.	D.W.
Dette du gouvernement fédéral seulement	-0,011 (0,74)	-0,51* (0,75)	0,18 (0,88)	-0,05 (0,50)		0,0129	2,19
Dette du gouvernement fédéral seulement	-1,09 (1,58)	-0,78* (1,11)	1,22 (1,75)	0,07 (0,56)	1,09 (1,56)	0,0128	2,21
Dette des gouv. féd., prov., et mun.	-0,014 (0,93)	-0,82* (1,21)	0,056 (0,45)	0,06 (0,67)		0,0128	2,22
Dette des gouv. féd., prov., et mun.	0,14 (0,41)	-0,80* (1,17)	-0,067 (0,23)	-0,01 (0,05)	-0,16 (0,46)	0,0129	2,23

* Diffère significativement de 1 lorsque $\alpha = 0,05$
Les statistiques t figurent entre parenthèses.

monnaies, par exemple celle de Frankel (1979c, 1982c) sur le mark allemand, nos résultats empiriques confirment que l'on ne trouve pas de prime de risque à coefficient statistiquement significatif dans les modèles de gestion de portefeuille.

Frankel (1982a) a aussi tenté de trouver une prime de risque en supposant un type de symétrie différent, à savoir que tous les investisseurs ont le même coefficient d'aversion pour le risque et optimisent, en la maximisant, une fonction d'utilité qui dépend de la moyenne et de la variance des rendements d'un portefeuille d'actifs libellés en six monnaies, dont le dollar canadien. Ses recherches n'ont pu prouver l'existence d'une prime de risque statistiquement significative. Aussi l'hypothèse nulle de substituabilité parfaite des actifs n'a-t-elle pas été rejetée.

2.4.4 Modèle général à deux pays

Il existe quatre variantes principales des modèles généraux de gestion de portefeuille à deux pays construits pour le Canada. La première comprend les modèles dans lesquels le taux de change constitue la variable dépendante, et le stock net d'actifs étrangers ainsi que l'écart des taux d'intérêt sont d'importantes variables explicatives. Dans la deuxième variante, le stock net d'actifs étrangers intervient comme variable dépendante. Dans la troisième, le taux de change est la variable dépendante, tandis que les principales variables explicatives sont les stocks de monnaies nationale et étrangère, d'actifs nationaux et étrangers et peut-être aussi ceux d'obligations nationales et étrangères. La quatrième variante illustrée par Danker et al. (1984) fait du stock d'obligations nationales la variable dépendante.

La théorie sur laquelle reposent les variantes axées sur le stock net d'actifs étrangers par opposition aux stocks d'actifs nationaux et étrangers pris séparément est développée dans les travaux de Haas et Alexander (1979) et en particulier dans ceux de Hooper et al. (1982). Ces travaux établissent que de tels modèles peuvent être déduits des équations de demande d'obligations libellées en monnaie nationale et en monnaie étrangère.

Les résultats des modèles du premier type, dans lesquels le taux de change agit comme variable dépendante, et le stock net d'actifs étrangers comme variable explicative, dépendent en grande partie de la période étudiée et des variables tenant lieu des anticipations sur le taux de change. Dans un modèle qui a été estimé relativement au dollar canadien sur les périodes 1953T3-1961T4 et 1971T1-1975T2 et où le stock net d'actifs étrangers à court terme accumulés a servi de variable explicative, Haas et Alexander (1979) ont trouvé un effet de portefeuille significatif et affecté d'un signe correct. Freedman (1979a), toutefois, a utilisé un modèle dans lequel les niveaux des prix relatifs au Canada et aux États-Unis jouent un certain rôle (vraisemblablement au niveau des anticipations) et n'a trouvé aucun effet de portefeuille significatif ou affecté du bon signe sur la période 1971T1-1976T4, ce même s'il employait

une variable de stock analogue. De fait, dans les travaux effectués par la suite à la Banque du Canada, dont une partie est mentionnée à la section 2.4.5, il a été difficile de trouver une variable de stock qui soit affectée du signe correct lorsque les niveaux des prix relatifs (parité des pouvoirs d'achat) sont pris en considération.

Les travaux effectués sur le taux de change du dollar canadien pour la période 1970T4-1980T2 au Conseil des Gouverneurs du Système de Réserve fédérale à l'aide du Modèle à plusieurs pays de cet organisme [Hooper et al. (1982)] ont permis d'obtenir une variable de stock net d'actifs à court terme dont le coefficient est affecté du bon signe; toutefois ce coefficient n'est pas significatif (t = 1,23) et l'équation ne comprend aucune variable de prix relatifs. Les tests effectués à l'aide de MACE, modèle annuel de l'économie canadienne [Helliwell et Boothe (1982)], révèlent que les engagements nets envers les non-résidents, en pourcentage de la richesse nationale, n'ont pas un coefficient statistiquement significatif dans l'équation de taux de change estimée sur l'ensemble des deux périodes de taux flottants, à savoir de 1954 à 1961 et de 1971 à 1978. Dans l'ensemble, les modèles dans lesquels le taux de change sert de variable dépendante, et le stock net d'actifs étrangers de variable explicative, ne confirment guère l'existence d'un effet de portefeuille[27]. La seule équation qui révèle un effet de portefeuille significatif (celle de Haas et Alexander) n'en dégage aucun lorsqu'on ajoute les prix relatifs comme variable explicative.

Un modèle bien connu de l'économie canadienne, le modèle MACE de Helliwell et al. (1982), utilise comme variable dépendante, dans l'estimation d'une de ses équations, le rapport du niveau d'endettement net à une variable tenant lieu de richesse. Selon les coefficients estimés, un écart d'un point de pourcentage des taux d'intérêt courts entre le Canada et les États-Unis provoquerait des entrées nettes de capitaux de 3,8 milliards de dollars la première année, et de 12,9 milliards de dollars au total lorsque les autres variables explicatives

---

27. Il a été impossible à Symansky, Haas et Hooper (1981) de rejeter l'hypothèse de substituabilité parfaite entre le dollar canadien et trois autres monnaies d'une part et le dollar É.-U. d'autre part.

sont établies à leurs niveaux de 1980 [28, 29].

A l'instar des travaux de Branson, Halttunen et Masson (1977, 1979), le troisième type de modèle empirique, qui a les caractéristiques du modèle de gestion de portefeuille, explique les variations du taux de change entièrement ou presque en termes des stocks d'actifs -- tant du pays que de l'étranger -- retenus dans les modèles de base de gestion de portefeuille, à savoir la masse monétaire, les positions nettes des actifs étrangers et (peut-être) les offres d'obligations. Les anticipations ne sont pas explicitées dans ce modèle. Des modèles de ce type ont été estimés par Backus (1982, 1984), Martin et Masson (1979) et Frankel (1982b). Les résultats sont exposés au Tableau 5.

Backus (1982) a estimé une équation qui se rapproche beaucoup de l'esprit des travaux initiaux de Branson et al. [30]. D'après les résultats obtenus, le coefficient du stock net d'actifs étrangers détenus aux États-Unis est affecté d'un mauvais signe. Par ailleurs, la faible valeur de la statistique de Durbin et Watson dénote une spécification erronée. D'autres travaux effectués par la suite [Backus (1984)] confirment, suivant l'approche d'Obstfeld (1983), que les stocks d'actifs tendent à jouer un rôle négligeable lorsque le revenu canadien et le revenu étranger sont intégrés à l'équation.

---

28. L'équation du modèle MACE ne formalise pas d'anticipations sur le taux de change. Deux de ses caractéristiques ont pour effet de stabiliser le marché des changes. L'une est l'effet de portefeuille résultant du fait que les portefeuilles de l'étranger contiennent aussi des titres libellés en dollars canadiens; une dépréciation du dollar entraîne une baisse de la valeur de ces titres dans les portefeuilles de l'étranger et, par voie de conséquence, un désir accru de détenir des titres canadiens. L'autre caractéristique est que la différence entre le solde commercial effectif et l'estimation de la valeur permanente de ce solde se traduit par des flux de capitaux compensatoires. Cette propriété pourrait être considérée comme un comportement spéculatif de caractère stabilisateur.

29. Helliwell et Boothe (1982) ont montré que dans les équations où le taux de change est la variable dépendante, le stock net des engagements mesuré dans MACE n'est pas affecté d'un coefficient significatif. De plus, la documentation consultée laisse supposer qu'il a été très difficile aux constructeurs de MACE de dégager des équations stables présentant des propriétés raisonnables lorsque le stock de la dette était la variable dépendante, étant donné que le modèle de Helliwell et Boothe (1982) et celui de Helliwell et al. (1982) contenaient des équations assez différentes.

30. Backus signale que la formulation de Branson et al. ne tient compte ni du stock d'obligations offertes ni du taux d'intérêt à l'étranger qui, théoriquement, devraient être compris dans l'équation. Tryon (1983) souligne que la spécification de Branson et al. est arbitraire et qu'elle ne peut être déduite du modèle théorique de ces auteurs.

Tableau 5

MODÈLES DE TAUX DE CHANGE DANS LESQUELS LES STOCKS D'ACTIFS CONSTITUENT LES PRINCIPALES VARIABLES EXPLICATIVES

Modèle	Période d'estimation	Équation (les signes anticipés sont entre parenthèses au-dessus de l'équation)	ρ	D.W.	R^2
Backus (1982)	1971T1-1979T2	$S = \text{const.} \underset{(6,06)}{\overset{(+)}{+ 0,0188M}} \underset{(8,78)}{\overset{(-)}{- 0,0029M^*}} \underset{(7,87)}{\overset{(-)}{- 0,0060F}} \underset{(4,38)}{\overset{(+)}{- 0,0012F^*}}$		0,92	0,978
Backus (1984)*	1971T1-1980T4	$S = \text{const.} \underset{(1,43)}{\overset{(+)}{+ 0,975M}} \underset{(1,81)}{\overset{(+)}{+ 1,200B}} \underset{(0,23)}{\overset{(+)}{+ 0,036i^*}} \underset{(4,16)}{\overset{(-)}{- 0,942y}} \underset{(3,69)}{\overset{(+)}{+ 0,752y^*}}$		0,73	0,917
Martin et Masson (1979)**	1973M4-1978M4	$1/S = \underset{(4,15)}{1,375} \underset{(1,84)}{+ 0,012M} \underset{(0,24)}{- 0,002M^*} \underset{(0,13)}{- 0,002B} \underset{(1,05)}{- 0,003B^*} \underset{(1,46)}{+ 0,009F} \underset{(5,69)}{- 0,39QD}$	0,96	1,57	0,95
Frankel (1982b) (i)	1974M2-1981M3	$S = \underset{(11,8)}{0,94} \underset{(3,5)}{\overset{(+)}{+ 0,007B}} \underset{(0)}{\overset{(-)}{- 0,00B^*}} \underset{(1,3)}{\overset{(-)}{- 0,005W}} \underset{(0)}{\overset{(+)}{+ 0,00W^*}}$	0,86		
Frankel (1982b) (ii)	1974M2-1981M3	$s = \underset{(1,1)}{0,37} \underset{(3,7)}{\overset{(+)}{+ 3,25(B/W)}} \underset{(3,6)}{\overset{(-)}{- 4,08(W/W_T)}} \underset{(1,5)}{\overset{(+)}{+ 0,003\ (W^*/W_T)}} \underset{(0,5)}{\overset{(+)}{+ 0,07(m-m^*)}} \underset{(1,3)}{\overset{(-)}{+ 0,16(y-y^*)}} \underset{(1,6)}{\overset{(+)}{- 0,55(\pi-\pi^*)}} \underset{(2,0)}{\overset{(-)}{- 0,28(i-i^*)}}$	0,91		

* Les coefficients des stocks nets d'actifs étrangers ne sont pas significatifs dans cette équation.

** Les signes ne sont pas indiqués au tableau puisque le signe anticipé dépend de la position nette (débitrice ou créditrice) du Canada et que l'instabilité est implicite lorsque la position nette du pays est débitrice. Les questions de la stabilité et des signes sont étudiées dans le texte.

Notation : Les lettres minuscules représentent des logarithmes sauf dans le cas des taux d'intérêt. Les variables américaines sont désignées par un astérisque. B = stock d'obligations, F = actifs étrangers nets, M = stock de monnaie, W = richesse, Y = production réelle, π = inflation anticipée, QD = variable muette représentant l'élection de 1976 au Québec.

Les statistiques t figurent entre parenthèses au-dessous de l'équation.

Martin et Masson remplacent les deux variables d'actifs étrangers nets du modèle de Branson et al. par les variables des stocks d'obligations nationales et étrangères et par la variable de la position bilatérale nette du pays en avoirs étrangers. Les résultats sont décevants puisque de toutes les variables de stock, seul le stock canadien de monnaie a un coefficient significatif. De plus, l'accroissement de ce stock entraîne une appréciation du dollar canadien. Même si Martin et Masson montrent que cela est conforme à la théorie du portefeuille lorsque le pays est un débiteur net comme c'est le cas du Canada et qu'il n'y a pas de rétroaction par le biais d'anticipations, il est évident qu'il se poserait de graves problèmes de stabilité[31]. Ils concluent que les résultats de leurs estimations sont médiocres et portent un jugement défavorable sur l'utilité empirique du modèle de gestion de portefeuille.

Frankel (1982b) regroupe le stock de monnaie et le stock d'obligations en deux catégories d'actifs : les actifs libellés en monnaie nationale et les actifs libellés en monnaie étrangère. Les résultats qu'il a obtenus ne sont pas particulièrement encourageants quoique les variables d'actifs libellés en dollars canadiens soient affectées du signe attendu. Puis Frankel (1982b) intègre le modèle de gestion de portefeuille à un modèle monétariste du type Frankel (1979b). Les résultats sont surprenants puisque toutes les variables de gestion de portefeuille ont maintenant un coefficient affecté du bon signe, mais les éléments de l'équation qui proviennent du modèle monétariste sont affectés de coefficients généralement non significatifs, à l'exception de l'écart entre les taux d'intérêt, et deux d'entre eux ont un mauvais signe. Puisque les résultats ainsi obtenus ne sont pas concluants et que les modèles de gestion de portefeuille laissent à désirer, Frankel fait peu de cas des modèles qu'il a construits.

En ce qui concerne le Canada, les travaux de Danker et al. (1984) ne confortent en rien la validité d'un modèle de gestion de portefeuille dans

---

31. La question de la stabilité, dans le cas du débiteur net, est aussi discutée par Masson (1980, 1981) et par Henderson et Rogoff (1982).

lequel le stock d'obligations externes libellées en dollars canadiens serait la variable dépendante.

Lorsqu'il y a substituabilité imparfaite des actifs et que la demande d'obligations varie avec les transferts de richesse qui se font par le biais de la balance courante, l'ajustement de cette dernière aux variations du taux de change peut aider à saisir la dynamique des mouvements qu'enregistre le taux de change dans le temps. L'Annexe C passe en revue certains éléments de l'ajustement de la balance courante aux variations du change.

2.4.5 Substituabilité imparfaite à court terme seulement

Les modèles examinés jusqu'ici sont en grande partie des modèles d'équilibre en ce sens que les ajustements sur les marchés d'actifs s'effectuent au cours de la période observée. Il est possible, toutefois, que les marchés d'actifs que nous étudions connaissent des "effets de digestion", si bien que les taux de rendement en courte période devraient s'ajuster aux variations de l'offre pour revenir à leur niveau normal par rapport aux taux de rendement des autres actifs une fois que le volume additionnel d'actifs offert a été absorbé par le marché [32].

En ce qui concerne le marché des changes, il faudrait que se produise une dépréciation — susceptible de durer un certain temps -- du dollar canadien par rapport au cours anticipé pour que les étrangers accroissent le montant de leurs créances sur les résidents. Mais le dollar reprendrait sa valeur dès que le taux d'accroissement de ces créances tomberait à zéro.

C'est là une propriété de l'équation de taux de change utilisée dans le modèle RDXF de l'économie canadienne [33]. Nous donnons ci-après un exemple d'équation de taux de change du type utilisé dans RDXF :

---

32. Charles Freedman a décrit de cette manière certains phénomènes des marchés financiers nationaux. Voir Freedman (1981).

33. Robertson et McDougall (1982a,1982b) décrivent le modèle RDXF, à l'exclusion de l'équation de taux de change.

$$s = s_{-1} - \underset{(3,24)}{0,0074} - \underset{(5,17)}{0,43}\,(i-i^*)/100 - \underset{(3,45)}{0,80}\,(UBAL/Y)$$

$$+ \underset{(5,70)}{0,14}\,(ppp-s_{-1}) + \underset{(4,60)}{0,10}\,(ppp-s_{-1})\,D1$$

$$- \underset{(1,63)}{0,26}\,(\Delta\,(X-M)/Y)_{-1} - \underset{(5,09)}{1,46}\,(\Delta\,(FIL)/Y)_{-1}$$

$$- \underset{(4,98)}{0,044}\,(poil - p^*) - \underset{(4,46)}{0,024}\,DHIBERNIA$$

$\bar{R}^2 = 0,993$ E.T.E. = 0,0066 D.W. = 1,96 (1971T1-1981T3)

où UBAL = la balance de base (en chiffres trimestriels)
Y = PNB nominal
X-M = la balance commerciale désaisonnalisée (en chiffres annuels)
FIL = le solde du compte de capital à long terme (en chiffres trimestriels)
poil -p* = le prix réel du pétrole aux États-Unis en termes logarithmiques
ppp = le taux de change mesuré en termes de parité des pouvoirs d'achat et représenté par le logarithme du ratio de la moyenne mobile, sur quatre trimestres, de l'indice implicite de la DNB canadienne par rapport à la moyenne mobile, sur quatre trimestres, de l'indice implicite de la DNB américaine
D1 = 0 jusqu'en 1976T4, 1 par la suite, et
DHIBERNIA = 0, sauf en 1980T1, où sa valeur est de +1, et en 1980T2, où elle est de -1.

L'équation de taux de change repose sur les hypothèses fondamentales suivantes :

(i) le coefficient d'élasticité du taux de change à la parité des pouvoirs d'achat est 1;

(ii) l'écart des taux d'intérêt nominaux influe sur le taux de change;

(iii) l'accumulation d'actifs étrangers nets (ou un excédent de la balance de base) tend à entraîner une appréciation du dollar canadien et

(iv) l'effet de surprise des annonces concernant le solde commercial, les mouvements de capitaux à long terme, le prix réel du pétrole (appréhendé à travers les variations enregistrées par ces variables) et les découvertes de pétrole faites au large des côtes au premier semestre de 1980 exerce à court terme une influence sur le taux de change.

Ce type d'équation est le fruit des recherches effectuées en vue de spécifier un bon modèle de prévision plutôt que de tester un modèle précis de taux de change, aussi les valeurs des statistiques t risquent-elles d'être fortement surestimées. Si le rythme auquel le taux de change s'ajustait à la parité des pouvoirs d'achat a été augmenté à la fin de 1976, c'est parce que l'observation empirique du taux de change a révélé qu'il était devenu moins inerte à cette époque.

Le coefficient estimé du terme UBAL dans l'équation de taux de change implique que, pour que les étrangers augmentent leurs créances sur les Canadiens de 1 milliard de dollars (au bout d'un trimestre), le dollar canadien devrait enregistrer une baisse temporaire de 0,22 % (calculée sur la base des valeurs de 1982 des autres variables). Selon l'hypothèse que chaque dollar d'intervention produit le même effet qu'un accroissement équivalent de la balance de base, les effets de l'intervention sur le taux de change sont faibles[34] et disparaissent assez rapidement[35].

2.4.6 Arguments fournis par d'autres modèles macroéconométriques canadiens

En plus des arguments fournis par les modèles économétriques MACE et RDXF, nous disposons de ceux des grands modèles macroéconométriques

---

34. Le montant de la balance de base compensé par intervention n'est pas explicitement pris en considération dans l'équation. Étant donné que l'intervention va contre la tendance du marché et qu'elle est en relation linéaire approximative avec la variation du taux de change [voir Longworth (1980a)], son coefficient devrait comporter un biais de simultanéité. De plus, il n'est pas toujours possible de déceler ce biais par des méthodes économétriques [voir Longworth et al. (1983), Annexe E].

35. Étant donné que l'équation contient une variable dépendante retardée, les effets en question se prolongent au delà d'un trimestre.

canadiens suivants : CANDIDE 2.0, DRI, FOCUS, MTFM du Conference Board et SAM de la Banque du Canada [36]. La documentation dont nous disposons sur la détermination du taux de change dans ces modèles étant souvent incomplète, nous nous limitons à donner un aperçu de leurs résultats. Le Tableau 6 décrit quelques-unes de leurs principales caractéristiques.

Tableau 6

ÉQUATIONS DE TAUX DE CHANGE DES MODÈLES MACROÉCONOMÉTRIQUES CANADIENS

Modèle	Modèle ou équation estimés jusqu'en	Effet de stock	Effet de flux seulement	Variable dépendante	Périodicité
CANDIDE 2.0	1975	Non	Oui (non significatif)	Taux de change	Annuelle
DRI	?	Oui		Taux de change	Trimestrielle
FOCUS	1977	Non	Oui	Flux	Trimestrielle
MTFM	1979	Oui		Taux de change	Trimestrielle
SAM	1981	Oui		Taux de rendement attendu des actifs étrangers	Annuelle
MACE	1980	Oui		Rapport entre le stock et la richesse	Annuelle
RDXF	1981	Non	Oui	Taux de change	Trimestrielle

36. CANDIDE 2.0 est le modèle du Conseil économique du Canada (1979). DRI est le modèle de Data Resources Incorporated. FOCUS est le modèle de l'Institute for Policy Analysis (1980). SAM est un modèle annuel de la Banque du Canada [on en trouvera une brève description dans Rose, Selody et Masson (1982)].

A l'instar de RDXF, ni CANDIDE ni FOCUS ne révèlent d'effets de portefeuille (effets de stock) sur le taux de change (si l'on admet que dans FOCUS l'équation de flux de capitaux à court terme détermine le taux de change). Les coefficients des effets de flux dans CANDIDE, modèle annuel estimé jusqu'en 1975 et n'utilisant ainsi que 5,5 observations pour le régime de taux flottants en vigueur, ne sont pas significatifs.

Comme CANDIDE et RDXF, les modèles trimestriels MTFM et DRI utilisent, à des fins d'estimation, des équations définies en fonction du taux de change. L'équation de DRI ressemble au modèle de Haas-Alexander, auquel serait ajoutée une variable muette pour tenir compte de la chute du dollar canadien au lendemain des élections de 1976 au Québec. Le modèle MTFM est essentiellement celui de Haas-Alexander mais il est présenté sous forme de différences premières et comporte également une variable muette représentant les élections de 1976 au Québec. Aucun de ces deux modèles ne contient de variable de prix relatifs (parité des pouvoirs d'achat), dont le coefficient est pourtant très significatif dans RDXF. Nous avons constaté que les variables de stock sont affectées d'un coefficient non significatif ou d'un mauvais signe dans les équations de type MTFM et les modèles de type Haas-Alexander, pour les périodes-échantillons se terminant à partir de 1976T4, surtout lorsqu'on fait intervenir des variables de prix relatifs[37].

Tout comme MACE, le modèle annuel de la Banque du Canada, SAM, comporte une équation de portefeuille qui est définie en fonction du taux de rendement attendu des actifs étrangers. Cette équation fait partie d'un système d'équations de demande plus large, qui détermine la répartition de la richesse financière entre les différentes catégories

---

37. Les anticipations sur les taux de change ne doivent pas dépendre uniquement des taux de change (ni de l'intervention) passés, comme c'est le cas dans le modèle de base de Haas-Alexander. Si les anticipations sont fonction du niveau attendu de la parité des pouvoirs d'achat, qui est elle-même fonction des prix relatifs passés, ces derniers doivent être inclus dans la spécification de l'équation de taux de change. Par exemple, la forme fondamentale de l'équation de RDXF peut être déduite des équations suivantes (où e désigne les anticipations) :

$s^e - s = \lambda(ppp^e - s)$
$ppp^e = \theta\, ppp + (1-\theta)s_{-1}$
$s^e - s = i - i^* - c(UBAL/Y)$, où c est un coefficient.

d'actifs financiers. Ce sont les écarts entre les taux d'intérêt, les taux d'inflation anticipés et l'écart du taux de change observé par rapport au cours attendu qui déterminent le pourcentage d'actifs financiers nets qui entre dans la composition du portefeuille. Afin de faciliter l'estimation, le niveau attendu du prix de la devise étrangère est appréhendé à travers le cours du terme.

2.4.7 Stabilité des équations et conclusions

Les équations de taux de change relatives à la plupart des grandes monnaies sont statistiquement instables depuis l'institution généralisée, en 1973, du régime des taux flottants [voir Meese et Rogoff (1983)]. Dans le cas du dollar canadien, on a dû modifier les spécifications des modèles RDX lorsqu'il s'est avéré que l'utilisation de données supplémentaires déstabilisait les équations. De plus, les équations exprimées en termes de flux de capitaux (ou de stocks) ne semblent pas s'être mieux comportées, puisqu'il a souvent fallu y ajouter des variables muettes pour expliquer les "anomalies" qui se sont produites au cours de certains trimestres. Cette instabilité signifie que les coefficients estimés peuvent être moins sûrs que même leurs écarts-types le laissent prévoir. Nous pouvons donc dire, en résumé, que notre théorie du taux de change ne repose pas sur une base empirique solide. Cela pourrait tenir à des anticipations instables sur les marchés des changes, comme par exemple celles qui surviennent lorsque l'attention se déplace de façon erratique d'une variable à une autre[38, 39].

En résumé, puisqu'il ressort des résultats discutés dans le présent chapitre qu'un grand nombre des divergences systématiques observées entre les cours du comptant futurs et les cours du terme ne sauraient s'expliquer par les variations des primes de risque liées aux stocks

---

38. Certains travaux récents ont mis un certain accent sur des phénomènes irrationnels, tels que les effets d'engouement et d'amplification. Voir par exemple Blanchard (1979) et Dornbusch (1983).

39. Les changements d'orientation de la politique étrangère ou nationale ou de la demande de monnaie pourraient parfois être aussi un facteur.

d'actifs et à la richesse, ces résultats, à notre avis, confirment que le marché des changes n'est pas efficient. Il y aurait donc lieu d'appliquer des politiques - notamment des politiques d'intervention sur les marchés des changes dans la mesure où cela est efficace - de nature à compenser les perturbations du marché des changes.

Les faits qui ont été passés en revue n'infirment pas en général l'hypothèse de substituabilité parfaite pour les périodes de plus d'un trimestre. Même s'il y a des primes pour le risque, elles ne semblent pas revêtir une grande importance sur le plan économique. Faute de preuves substantielles à l'appui de l'hypothèse d'équilibre des portefeuilles, un mécanisme important qui permettrait aux autorités d'intervenir sur le marché des changes pour influencer le cours du dollar canadien échappe à ces dernières; apparemment l'intervention n'a d'effet sur longue période que dans la mesure où elle peut influencer les anticipations. Il s'ensuit que la politique d'intervention devrait, en fin de compte, être appuyée par d'autres politiques plus fondamentales pour atteindre les objectifs à long terme en matière de taux de change; sinon elle cesse d'être un instrument plausible. Cependant, vu que certaines observations donnent à penser que sur courte période la substituabilité des actifs est imparfaite, l'intervention pourrait s'avérer un mécanisme efficace d'atténuation des variations à court terme du taux de change.

CHAPITRE 3

MODÈLES DE POLITIQUE MONÉTAIRE ET DE POLITIQUE BUDGÉTAIRE À COURT TERME EN RÉGIME DE TAUX DE CHANGE FLOTTANTS

3.1 Introduction

Les canaux par lesquels la politique monétaire influence l'inflation et la production sont plus diversifiés en économie ouverte qu'en économie fermée. Dans une économie ouverte, les variations des taux de change nominaux qui ne sont pas induites par des changements des prix extérieurs se répercutent sur les prix intérieurs, et les variations des taux de change réels (c'est-à-dire des taux de change nominaux corrigés des variations du niveau des prix intérieurs et extérieurs) sur le niveau de la production. Une forte substituabilité des actifs signifie que la politique monétaire ne peut plus s'appuyer principalement sur les variations des taux d'intérêt réels, comme en économie fermée, pour influencer la production. Toutefois, en régime de taux de change flottants, une augmentation de la substituabilité est de nature à accroître l'influence que la politique monétaire peut exercer sur la production par le canal des taux de change réels. L'effet sur les prix s'accroît également par le biais des incidences, d'une part, de la production sur les salaires et les prix et, d'autre part, de la variation du taux de change sur les prix des biens faisant l'objet d'échanges internationaux.

Si les politiques monétaires nationale et étrangère sont orientées dans le même sens et sont d'ampleur équivalente, le mécanisme du taux de change ne peut plus fonctionner, car la politique monétaire n'agit sur la production réelle que dans la mesure où les taux d'intérêt réels varient. Par contre, si seule la politique monétaire à l'étranger est modifiée, c'est d'abord et surtout par le biais des variations du taux de change qu'elle agira sur l'économie nationale.

Dans le présent chapitre, l'accent est mis sur le court et le moyen terme. C'est sur ces horizons temporels que la substituabilité des

capitaux peut influencer l'incidence de la monnaie sur l'activité réelle. Dans le modèle classique à prix flexibles, la monnaie est neutre en situation d'équilibre à long terme, peu importe les élasticités de substitution des actifs. On peut donc faire l'hypothèse que, sur longue période, les variations du taux d'expansion monétaire se répercutent principalement sur le taux d'inflation et que leurs effets sur la production ne présentent aucun lien avec la substituabilité des capitaux.

Une substituabilité plus forte des capitaux tend à réduire l'effet à court terme d'une mesure budgétaire donnée sur le niveau de production, puisqu'il en résulte une variation plus grande du taux de change et, par conséquent, du volume net des échanges. Toutefois, même lorsqu'il y a substituabilité parfaite, la politique budgétaire peut agir sur le niveau de la production dans le court et le moyen terme, sauf dans les modèles qui font des hypothèses très restrictives sur la rigidité des salaires et des prix ou sur les anticipations de taux de change.

Dans la section 3.2 du présent chapitre, nous passons en revue des modèles théoriques dans lesquels les résidents d'un pays détiennent des obligations émises par l'autre pays, mais ne détiennent que la monnaie de leur propre pays. Dans un premier temps, nous étudions un modèle de type Mundell-Fleming, puis nous en modifions certaines des hypothèses. Nous procédons aussi à l'examen théorique du modèle classique traditionnel et des nouveaux modèles classiques à anticipations rationnelles. A la lumière des faits dégagés au Chapitre 2 et de certaines données empiriques sur les mouvements des taux de change et des taux d'intérêt réels, nous tentons de déterminer, dans la section 3.3, quels sont les modèles théoriques les plus adéquats. L'hypothèse selon laquelle les résidents ne détiennent que de la monnaie nationale est levée à la section 3.4, dans laquelle nous examinons, sur les plans théorique et empirique, quelques modèles de substitution des devises. La section 3.5 présente les conclusions relatives aux effets de la politique monétaire et de la politique budgétaire à court terme au Canada compte tenu du degré observé de substituabilité des actifs.

3.2 Modèles théoriques en régime de taux de change flottants

3.2.1 Modèle de base de Mundell-Fleming

Le modèle de base de Mundell-Fleming [Mundell (1963), Fleming (1962)] étend le schéma keynésien IS-LM au cas d'une économie ouverte. Les salaires et les prix (à l'exception des prix à l'importation) sont rigides en termes nominaux - de sorte que le plein emploi n'est pas une condition nécessaire pour l'économie - et la courbe LM est la même qu'en économie fermée. La position de la courbe IS (marché des biens) dans le plan taux d'intérêt-production dépend du taux de change puisque le volume net des exportations est fonction des prix relatifs des produits nationaux et étrangers. La balance des paiements est en équilibre (situation généralement illustrée par une courbe FF ou BP) lorsque la somme du solde de la balance courante (qui est fonction du revenu et du taux de change) et du solde du compte de capital (qui dépend, lui, de l'écart entre les taux d'intérêt en vigueur dans le pays de résidence et le pays étranger vu le caractère statique des anticipations sur le taux de change) est égale à zéro. (Voir Figure 3.1.)

3.2.1 (a) La politique monétaire

Dans le cas limite de mobilité et substituabilité parfaites des capitaux, la balance des paiements ne peut s'équilibrer que lorsque les taux d'intérêt étranger et intérieur sont égaux; cette situation est illustrée au moyen d'une ligne horizontale passant au même niveau que le taux d'intérêt étranger (Figure 3.2). Dans ce cas, rien ne vient entraver l'effet de la politique monétaire en régime de taux flottants; un déplacement de la courbe LM (Figure 3.3) vers la droite appelle une dépréciation du taux de change suffisamment importante pour que la courbe IS opère un déplacement égal vers la droite. En situation d'équilibre statique, la production augmente sans que varie le taux d'intérêt intérieur.

Toutefois, si les mouvements de capitaux ne sont pas infiniment élastiques à l'écart des taux d'intérêt, la courbe de la balance des

paiements a une pente légèrement ascendante; en effet, lorsque la balance courante se détériore par suite d'un accroissement des importations associé à une hausse de la production, cette détérioration doit être compensée par des entrées accrues de capitaux, que favorise un relèvement des taux d'intérêt (Figure 3.1). Une politique monétaire expansionniste (Figure 3.4) sera accompagnée d'une baisse du taux d'intérêt intérieur (point d'intersection de L'M' et IS) et d'un déficit de la balance des paiements, lequel entraînera une dépréciation de la monnaie nationale (ainsi qu'une chute de BP en B'P' et un relèvement en IS en I'S'). A l'équilibre, la production aura augmenté, les taux d'intérêt auront baissé et le taux de change se sera déprécié. Plus la substituabilité entre actifs nationaux et étrangers est forte, plus la politique monétaire sera expansionniste[1].

3.2.1 (b) La politique budgétaire

Dans le modèle de Mundell-Fleming, la politique budgétaire ne peut modifier la production en régime de changes flottants si la substituabilité des capitaux est parfaite. Les fluctuations du taux de change provoquent des ajustements de la balance commerciale qui viennent contrecarrer tout à fait les incidences de la politique budgétaire; en effet, lorsqu'il y a mobilité parfaite des capitaux, toute variation du déficit du secteur public est entièrement financée par le compte de capital de la balance des paiements[2]. Pour que la balance des paiements reste en équilibre, le solde commercial doit varier dans les mêmes proportions mais en sens inverse, ce que peut réaliser une variation suffisamment importante du taux de change. Une politique budgétaire expansionniste entraîne une augmentation du déficit de la balance

---

1. Pour constater ce phénomène, il suffit de différencier l'équation 15 de Fleming (1962, p. 378) par rapport à X_r.

2. Le "modèle de Cambridge" fait une prévision analogue concernant l'économie britannique [Cripps et Godley (1976)]. Ce résultat semble toutefois découler du comportement attribué dans ce modèle à certains secteurs de l'économie britannique plutôt que de la mobilité parfaite des capitaux.

MODÈLE DE BASE DE MUNDELL-FLEMING

Figure 3.1
Substituabilité imparfaite des actifs

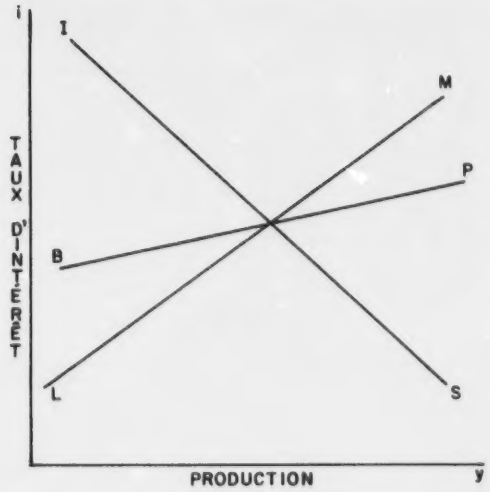


Figure 3.2
Substituabilité parfaite des actifs

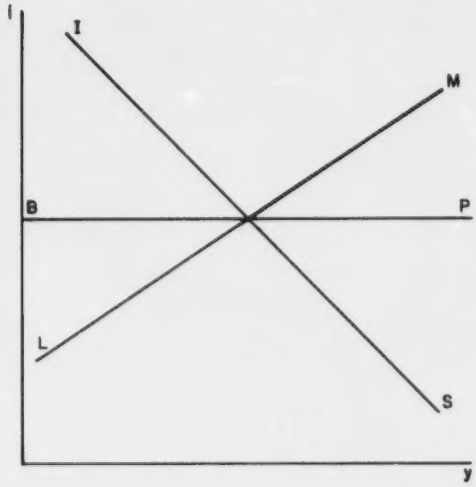


Figure 3.3
Politique monétaire expansionniste
en situation de substituabilité parfaite
des actifs

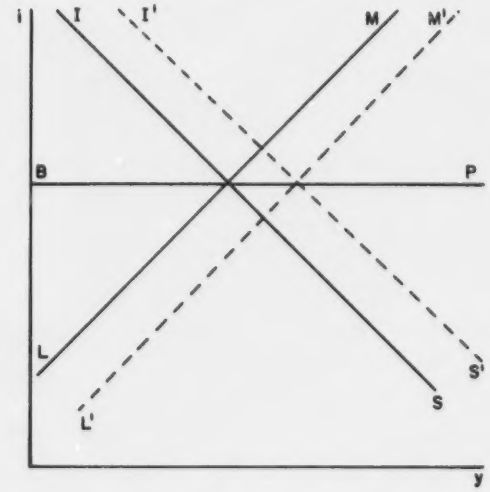
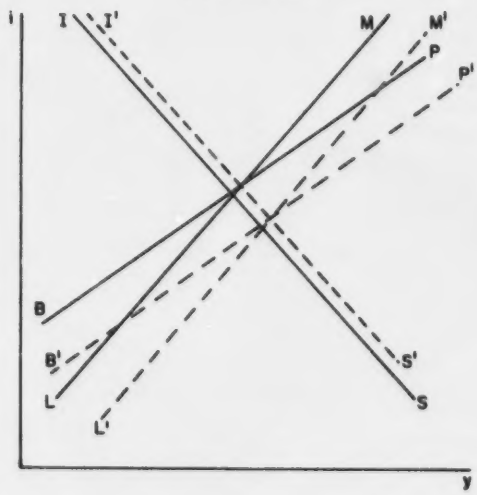
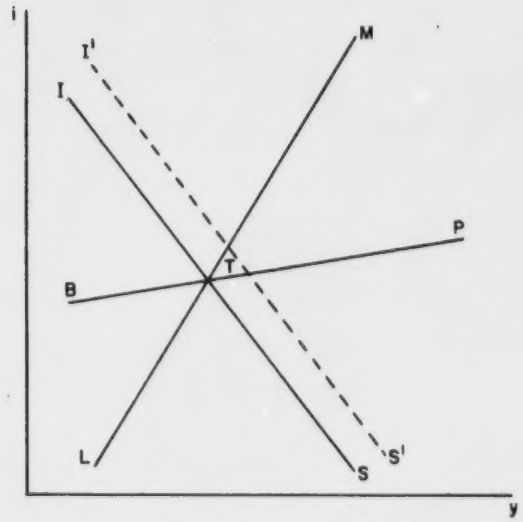


Figure 3.4
Politique monétaire expansionniste
en situation de substituabilité imparfaite
des actifs



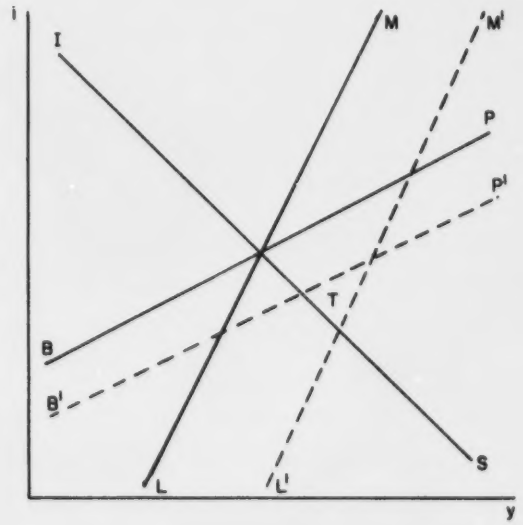
MODÈLE DE BASE ÉLARGI DE MUNDELL-FLEMING

Figure 3.5
Politique budgétaire expansionniste



MODÈLE ÉLARGI DE MUNDELL-FLEMING

Figure 3.6
Politique monétaire expansionniste
(Opération d'open-market)



courante et une appréciation du taux de change mais elle n'a aucun effet sur le niveau de production. Comme le taux d'intérêt ne change pas, il n'y a pas d'effet d'éviction sur les investissements intérieurs (ou la consommation). C'est au niveau de la balance commerciale que se produit l'effet d'éviction (soit l'éviction des investissements nets à l'étranger). La Figure 3.3 peut également servir à illustrer le cas d'une politique budgétaire non accompagnée d'une politique monétaire en situation de substituabilité parfaite. Puisque ni la ligne horizontale BP ni la courbe LM ne se déplacent, la situation d'équilibre qu'indique l'intersection initiale de ces deux courbes reste inchangée. La courbe IS demeure elle aussi dans sa position initiale.

Dans le cas plus général analysé par Fleming, où les actifs ne sont pas des substituts parfaits, la politique budgétaire est plus puissante. Une augmentation des dépenses publiques n'est alors pas entièrement financée par le biais du compte de capital de la balance des paiements, d'où une augmentation du revenu intérieur, qui devra fournir l'épargne nécessaire. Le taux d'intérêt s'élève également, ce qui a pour effet d'évincer une partie des investissements intérieurs. La Figure 3.5 illustre ce cas. La courbe IS se déplace vers la droite, ce qui entraîne une hausse du taux d'intérêt et une baisse du prix de la devise étrangère. Pour que l'équilibre de la balance des paiements se réalise à un prix de la devise étrangère plus bas, la courbe BP doit être relevée. La nouvelle position d'équilibre est délimitée par le triangle T.

3.2.2 Versions élargies du modèle de Mundell-Fleming

Depuis que le modèle de Mundell-Fleming a été présenté, il y a vingt ans, on a souligné certaines de ses faiblesses et formulé des suggestions visant à en rendre les hypothèses plus réalistes[3]. Premièrement, on a reproché aux versions du modèle avec substituabilité imparfaite de faire dépendre les <u>flux</u> de capitaux, et non les <u>stocks</u>, des écarts entre les taux d'intérêt. Toutefois, cette spécification influe sur la dynamique du

3. A ce sujet voir Marston (1984) et Branson et Buiter (1982).

modèle et les résultats à long terme, mais non sur les effets initiaux. Deuxièmement, étant donné le caractère statique des anticipations, il est impossible que le taux d'intérêt intérieur diffère du taux d'intérêt étranger dans la version du modèle avec substituabilité parfaite des capitaux[4]. Troisièmement, l'indice des prix qui sert à corriger la demande globale et la demande de monnaie est un indice des prix intérieurs plutôt qu'un indice synthétique des prix fondé, lui, sur la production nationale et les importations. Quatrièmement, l'inflation n'est pas prise en considération. Enfin, le modèle établit les prix intérieurs de façon trop restrictive, alors qu'il suffirait de fixer le salaire nominal intérieur et de laisser la production varier suivant les salaires réels payés par les entreprises.

La version modifiée du modèle de Mundell-Fleming qu'étudie Marston (1984) incorpore des équations de portefeuille, une variable d'inflation, des anticipations régressives sur les prix et le taux de change, un indice synthétique des prix et un salaire nominal fixe (au lieu d'un niveau des prix intérieurs fixe). En outre, la richesse peut y exercer un effet sur la demande globale et la demande de monnaie.

3.2.2 (a) La politique monétaire

Les conclusions dégagées par Marston concernant la politique monétaire ressemblent beaucoup aux résultats du modèle de Mundell-Fleming, c'est-à-dire qu'une augmentation du stock national de monnaie provoque une hausse de la production, une baisse du taux d'intérêt (hormis le cas de mobilité parfaite des capitaux et d'anticipations statiques) et une dépréciation du taux de change (sauf dans un cas fort peu probable)[5]. Ces résultats sont illustrés à la Figure 3.6, où les opérations d'open-market entraînent une translation initiale de LM en L'M' et de BP en B'P'; la dépréciation provoquant d'autres déplacements de ces courbes,

---

4. Voir Argy et Porter (1972) et Dornbusch (1976b).

5. Cette relation ne se vérifie pas lorsqu'il y a forte substituabilité des capitaux ou faible élasticité de la dépense par rapport aux taux d'intérêt.

la nouvelle position d'équilibre se situe dans le triangle T. En outre, les prix intérieurs, en augmentant, provoquent un relèvement de la production au niveau nécessaire, et l'indice synthétique global des prix leur emboîte le pas après que les importations se sont renchéries par suite de la dépréciation du taux de change.

En présence d'une mobilité parfaite des capitaux et d'anticipations statiques, le taux d'intérêt intérieur demeure inchangé conformément au modèle traditionnel de Mundell-Fleming. Cependant, le fait qu'une politique monétaire expansionniste conduit à une baisse du taux d'intérêt intérieur (aussi bien nominal que réel) en contexte de substituabilité parfaite des capitaux et d'anticipations régressives sur le taux de change signifie que la façon de modéliser ces anticipations est importante. Ainsi, le processus d'anticipation peut constituer un autre mécanisme par lequel la politique monétaire nationale peut influencer la production nationale et les prix.

Dornbusch (1976a) et Frankel (1979b) ont décrit des modèles avec substituabilité parfaite des capitaux, rigidité des prix (celle des taux d'inflation dans le cas de Frankel) et anticipations rationnelles sur le taux de change. Bien que ces modèles supposent dans leur version principale une production fixe, le profil de surréaction du taux de change - suivant lequel le taux de change se déprécie davantage sur courte période que sur longue période - par suite d'un choc monétaire expansionniste signifie que, dans l'hypothèse où la production est déterminée de façon endogène, elle serait moins touchée que dans un modèle à anticipations statiques sur le taux de change. Il en est ainsi parce que, si les prix sont fixes, le revenu et les taux d'intérêt doivent s'ajuster pour assurer l'équilibre sur le marché monétaire. Plus les taux d'intérêt baissent sous l'effet d'une augmentation du stock de monnaie, moins la production doit augmenter (et moins le taux de change doit se déprécier). Par conséquent, si l'on retient l'hypothèse de rigidité des prix, on constate que le jeu des anticipations non statiques implique que la politique monétaire expansionniste induit un effet plus faible sur la production que ce n'est le cas dans le modèle traditionnel de Mundell-Fleming.

3.2.2 (b) La politique budgétaire

Dans les modèles de gestion de portefeuille, les variations de l'encours du stock d'obligations font passer l'économie d'une situation d'équilibre instantané à une autre. Les effets dynamiques des déséquilibres budgétaires sont ainsi pris en ligne de compte. Dans ces modèles, les effets instantanés de la politique budgétaire ressemblent à ceux que décrivent Mundell et Fleming, à la différence que, dans un modèle de gestion de portefeuille, une politique budgétaire expansionniste engendre une appréciation du taux de change en situation de substituabilité imparfaite, alors que l'incidence sur les taux de change est ambiguë dans le modèle de Fleming [Marston (1984)]. Dans la Figure 3.5, tout comme dans la version simple du modèle de Mundell-Fleming, il y a translation vers la droite de la courbe IS et réalisation d'un nouvel équilibre à l'intérieur du triangle T.

La modification de l'hypothèse d'anticipations statiques peut changer de façon assez significative les résultats obtenus par Mundell et Fleming. Supposons une politique budgétaire expansionniste qui exerce dans un premier temps des pressions à la hausse sur le taux d'intérêt intérieur et à la baisse sur le prix de la devise étrangère. Si les anticipations sont régressives ou adaptatives, une diminution du prix de la devise étrangère entraîne à elle seule une sortie de capitaux étant donné qu'on anticipe un retour au taux de change initial. La baisse du prix de la devise étrangère se trouve par conséquent ralentie, et le solde commercial n'est pas réduit du montant correspondant à l'augmentation du déficit budgétaire. Dans le diagramme, la ligne horizontale BP de la Figure 3.3 se relève en proportion de la hausse anticipée du prix de la devise étrangère.

Cet exemple présente un intérêt pratique indéniable; en effet, des modèles économétriques canadiens bien connus[6] sont fondés implicitement sur des anticipations adaptatives concernant le taux de change[7]. On ne peut prétendre que les coefficients estimés des équations de taux de

---

6. Les modèles DRI, MTFM et RDXF par exemple.

7. Voir Chapitres 2 et 4.

change dans ces modèles sont stables, mais ce qui importe ici, c'est la solidité de la conclusion que les anticipations concernant le dollar canadien peuvent être présentées comme des anticipations adaptatives.

D'autres raffinements théoriques concernant la politique budgétaire ont été introduits dans l'approche de Mundell-Fleming. Ce sont (i) l'effet de richesse des émissions d'obligations; (ii) l'effet de richesse des variations du taux de change et (iii) l'effet des termes de l'échange sur la demande globale. Comme il est peu probable que ces facteurs, pris isolément ou dans leur ensemble, aient beaucoup d'importance sur le plan pratique, il n'en sera question que brièvement :

(i) En situation de substituabilité parfaite des capitaux et d'anticipations statiques sur le taux de change, les émissions d'obligations du secteur public ne font pas augmenter le montant des obligations détenues par des résidents. Il n'y a donc pas d'effet de richesse sur les dépenses du secteur privé. Un tel effet est de toute façon controversé sur le plan théorique [Barro (1974), Tobin et Buiter (1980)]. Au surplus, l'effet de richesse sur la demande de monnaie irait dans le sens opposé. Si des effets de richesse se manifestent à la fois sur le marché des biens et le marché monétaire, une augmentation des dépenses publiques financée au moyen d'obligations entraîne un glissement de la courbe LM vers la gauche et de la courbe IS vers la droite.
(ii) Une hausse du cours du dollar canadien se traduit par une diminution de l'endettement net et des paiements effectués aux étrangers au titre du service de la dette, ce qui fait augmenter la demande globale. Cet effet ne peut être important puisque la propension à consommer à même la richesse n'est pas supérieure au taux d'intérêt sous l'hypothèse de revenu permanent de Friedman (1957) et que les engagements nets en devises représentent une faible proportion de la richesse détenue par le secteur privé. Prenons un exemple : le montant net des engagements en devises productifs d'intérêts ne dépasse pas 25 % du PNB, et le taux d'intérêt réel est rarement supérieur à 6 %. En conséquence, une appréciation permanente de 10 % du taux de change aurait pour effet maximum d'augmenter la consommation de 0,15 % du PNB (25 % x 0,06 x 0,1). (iii) Dans un grand pays, une diminution du prix de la devise étrangère induite par une

politique budgétaire expansionniste provoque une amélioration des termes de l'échange si les prix sont rigides; pour un niveau donné de production, cela fait augmenter les revenus disponibles réels. Laursen et Metzler (1950) ont émis l'hypothèse que le niveau désiré de l'épargne augmentera également, ce qui tendra à atténuer l'incidence de la politique. Encore là, un tel effet ne pourrait pas être ressenti fortement dans un pays comme le Canada où les prix à l'importation aussi bien que ceux à l'exportation sont assez sensibles au taux de change.

3.2.3 Résultats des modèles classiques

Contrairement aux modèles de type Mundell-Fleming, qui supposent une rigidité des salaires ou des prix, les modèles classiques partent de l'hypothèse d'une flexibilité totale des prix et des salaires et, par voie de conséquence, d'une situation de plein emploi. Si l'offre de main-d'oeuvre réagit au salaire réel considéré du point de vue de la consommation (quotient du salaire nominal par un indice synthétique des prix des produits nationaux ou importés) et que la demande de main-d'oeuvre réagisse au salaire réel considéré du point de vue de la production (quotient du salaire nominal par le prix de la production nationale), l'emploi et la production sont une fonction croissante du rapport prix intérieur/prix des importations, ce qui correspond aux termes de l'échange dans un modèle à deux biens.

On est en présence d'un cas particulier du modèle lorsque les produits nationaux et étrangers sont de parfaits substituts, si bien que la règle du prix unique est de rigueur. Le niveau de production est en l'espèce indépendant de la politique monétaire car les termes de l'échange sont constants. Ce résultat ne dépend aucunement de la substituabilité entre actifs nationaux et étrangers et contraste fortement avec les résultats obtenus par les modèles de Mundell-Fleming, qui s'appuient sur la rigidité des prix.

Lorsque les produits nationaux et étrangers ne sont pas parfaitement substituables, il est plus difficile d'obtenir des résultats précis. Ceux-ci dépendent des effets de richesse réelle sur la demande globale et

des propriétés du modèle en matière de portefeuille. Néanmoins, en règle générale, les effets d'une politique monétaire expansionniste sur la production sont faibles et peuvent être négatifs[8,9].

3.2.4 Nouveaux modèles classiques à anticipations rationnelles

Les nouveaux modèles classiques qui ont été élaborés dans les années 70 et 80 s'appuient en général sur les hypothèses suivantes : i) les changements anticipés du stock de monnaie n'ont pas d'effets en termes réels et ii) les anticipations sont formées rationnellement.

Marston (1984) décrit un nouveau modèle classique dans lequel l'offre globale dépend positivement des variations inattendues des prix intérieurs (puisque les salaires sont fixés, pour la période, au niveau qui devrait assurer l'équilibre du marché du travail) et des termes de l'échange anticipés (intégrés à ce modèle pour la même raison que dans le modèle classique). La demande globale est fonction des termes de l'échange effectifs, du taux d'intérêt réel anticipé (en termes du panier de consommation) et du revenu étranger. Les encaisses réelles en termes du panier de consommation sont liées positivement au revenu intérieur réel et négativement au taux d'intérêt. Le modèle est examiné dans le cas de la substituabilité parfaite des actifs.

Un accroissement temporaire non anticipé de la masse monétaire entraîne sur le coup une dépréciation du taux de change et une augmentation de la production et du niveau des prix intérieurs et, parallèlement, une baisse des taux d'intérêt intérieurs. Ces effets, qui vont de pair avec ceux du modèle élargi de Mundell-Fleming et qui découlent des hypothèses de rigidité des salaires et d'anticipations endogènes sur le taux de change, ne durent qu'une période. Le taux de change, la production et le niveau des prix intérieurs réagissent dans le

---

8. Marston (1984) montre que, dans certains cas, l'effet peut être négatif lorsque la richesse réelle influe sur la demande globale et que les actifs sont de parfaits substituts à l'échelle internationale.

9. La politique budgétaire définie dans le cadre d'un modèle classique est étudiée au Chapitre 5.

même sens lorsque la masse monétaire fait l'objet d'un accroissement permanent non anticipé. Toutefois, comme dans le modèle classique, le niveau des prix intérieurs enregistre un accroissement durable, et la monnaie une dépréciation durable.

Henderson (1982) décrit un modèle analogue à celui qui est exposé ci-dessus mais admet une substituabilité imparfaite entre les actifs nationaux et étrangers. Selon les valeurs paramétriques les plus vraisemblables, un accroissement non anticipé de la masse monétaire induit une dépréciation de la monnaie et un relèvement du niveau des prix intérieurs et de la production[10]. Là encore, la production n'augmente que temporairement, peu importe que l'accroissement de la masse monétaire soit permanent ou temporaire.

Ces modèles sont souvent construits de manière à ce que la politique budgétaire ne puisse influencer ni le niveau des prix ni celui de la production. Il serait certes possible d'induire des effets de production à court terme en formulant des hypothèses sur les effets de richesse et de termes de l'échange décrits plus haut, mais un tel exercice n'en vaut guère la peine. Autrement, les affirmations de neutralité se font indépendamment du degré de substituabilité des capitaux.

L'une des implications des nouveaux modèles classiques est que les mesures monétaires employées systématiquement n'ont même pas d'effet à court terme sur la production. Comme, dans ces modèles, la production n'est influencée que par les changements imprévisibles de politique, les changements discrétionnaires de politique peuvent entraîner un accroissement de la variabilité de la production et des prix relatifs autour des valeurs d'équilibre.

3.3 Implications de la théorie à la lumière des résultats empiriques

Il ressort des résultats empiriques exposés au Chapitre 2 que, abstraction faite des effets de digestion sur courte période, il est

---

10. On trouve les mêmes effets dans un modèle analogue élaboré par Eaton et Turnovsky (1982).

difficile de rejeter l'hypothèse de substituabilité parfaite des actifs à court terme. Ainsi, les conditions décrites dans le modèle de base de Mundell-Fleming en régime de changes flottants sont exactement celles qui permettent à la politique monétaire d'influencer le plus possible la production sur cette courte période. Toutefois, si l'on intègre à ce modèle une courbe de Phillips et une relation directe entre les prix à l'importation et les prix intérieurs, ces conditions permettent également à la politique monétaire d'influencer au maximum le niveau des prix, étant donné que la dépréciation nécessaire à un accroissement de la production atteindra son maximum.

Dans la présente section, nous examinons les implications d'autres études empiriques portant sur les taux d'intérêt réels, les taux de change réels et les liens de causalité entre les variations des taux de change et des taux d'intérêt. Le cadre d'analyse est le modèle élargi de Mundell-Fleming avec substituabilité parfaite des capitaux et anticipations non statiques sur le taux de change. Les effets dynamiques de la politique monétaire sur l'économie n'y sont pas décrits, bien qu'il faille en tenir compte dans l'examen des implications de la politique à la section 3.5.

3.3.1 Études des taux d'intérêt réels

Mishkin (1982, 1984) a étudié les mouvements des taux d'intérêt réels (sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles) pour un groupe de sept pays industrialisés. Pour cela, il a utilisé les taux d'intérêt en vigueur sur l'euro-marché ainsi que les indices des prix à la consommation et les indices des prix de gros; les données empiriques ainsi obtenues infirment catégoriquement l'hypothèse d'égalité des taux d'intérêt réels ex ante entre les sept pays sur la période 1967T2-1979T2 ainsi que sur une période plus courte de taux de change flottants, soit 1973T3-1979T2. De plus, en ce qui concerne l'ensemble des pays considérés, Mishkin a constaté que l'hypothèse que les taux d'intérêt réels ex ante sont

constants peut être facilement rejetée[11]. Les taux d'intérêt réels baissent par ailleurs si le taux d'inflation et la croissance du stock de monnaie en début de période sont relevés.

Des différentes équations de taux d'intérêt réels canadiens, il ressort que le taux ex ante n'est pas constant et qu'il est relié inversement et significativement au taux d'inflation observé en début de période. Il est aussi relié inversement à l'accroissement du stock de monnaie en début de période, mais cette relation n'est pas significative.

Ces résultats empiriques tendent à démontrer que, dans le court terme, les taux d'intérêt réels ne s'égalisent pas d'un pays à l'autre et que par conséquent, pour peu qu'il y ait mobilité parfaite des capitaux, les anticipations sur le taux de change ne sont liées que partiellement aux écarts des taux d'inflation anticipés entre les pays[12]. Par ailleurs, il semble que la politique monétaire puisse faire varier les taux d'intérêt réels, du moins sur courte période, comme c'est le cas dans un modèle à prix rigides.

3.3.2 Études sur le taux de change - implications pour le taux de change réel

Le taux de change réel du dollar canadien (taux de change nominal corrigé des variations des prix relatifs) au dollar américain s'est avéré très volatil au cours de la récente période de taux de change flottants. [Voir, à titre d'exemple, Freedman et Longworth (1980) et Longworth (1983)]. Ainsi, un modèle classique de parité des pouvoirs d'achat (PPP) n'explique pas les fluctuations de moyen terme du taux de change, même s'il apparaît que le taux de change tend à s'approcher à la longue de la

---

11. Même si Mishkin signale que l'hypothèse d'égalité des taux réels ne peut être rejetée sur l'ensemble de la période en ce qui concerne le Canada, les États-Unis et le Royaume-Uni en tant que sous-groupe, il n'a rien affirmé de tel concernant la période de taux de change flottants.

12. Si les taux d'intérêt réels ne sont pas égalisés, on peut écrire $i - \pi^e \neq i^* - \pi^{*e}$ où π dénote le taux d'inflation. La mobilité parfaite des capitaux implique que $i = i^* + \Delta s^e$. Ainsi $\Delta s^e \neq \pi^e - \pi^{*e}$.

parité des pouvoirs d'achat[13].

Les écarts du taux de change par rapport à la parité des pouvoirs d'achat pourraient s'expliquer soit par des facteurs réels (comme une modification du comportement de l'épargne ou de l'investissement) ou monétaires, soit par les retards dans la transmission de l'information (le tout conjugué peut-être à un comportement qui n'est pas entièrement rationnel dans un contexte de modèles "orthodoxes" à anticipations rationnelles). On a démontré empiriquement que les facteurs monétaires jouent un rôle majeur dans les mouvements à court terme du taux de change nominal au Canada. Il résulte également de la lenteur de l'évolution des prix relatifs que les facteurs monétaires exercent au moins un effet de courte durée sur les taux de change réels. Les facteurs monétaires interviennent souvent dans l'équation de taux de change sous la forme d'un écart des taux d'intérêt nominaux entre pays; ainsi un accroissement de cet écart en faveur du Canada s'accompagne d'une appréciation du dollar canadien [voir, à titre d'exemple, Haas et Alexander (1979), Freedman (1979a)][14]. Cela semble juste quelle que soit la variable (stocks de monnaie relatifs ou taux d'inflation relatifs) qui entre dans l'équation [voir Frankel (1982b) et Backus (1982)] et conforte l'hypothèse de rigidité des prix plutôt qu'une combinaison des hypothèses monétariste et de flexibilité des prix.

3.3.3 Taux de change et écarts entre taux d'intérêt : corrélation et causalité

Tout comme les modèles économétriques mentionnés ci-dessus, les travaux de London (1981) et Longworth (1981b, 1983) établissent qu'un

---

13. Cela est attesté par le fait qu'on ne peut rejeter un coefficient de long terme unitaire de la variable de parité des pouvoirs d'achat dans l'équation de taux de change de type RDXF décrite au Chapitre 2. Une preuve supplémentaire en est fournie par les coefficients affectant la valeur courante du taux de change en termes de parité des pouvoirs d'achat dans les équations servant à tester l'hypothèse d'efficience des marchés des changes dans l'étude de Longworth et al. (1983).

14. Ces études portent sur la relation instantanée entre le taux d'intérêt et le taux de change plutôt que sur la relation entre le taux d'intérêt en début de période et la variation du taux de change sur l'ensemble de la période. Ainsi elles ne démontrent pas de façon directe la validité de l'hypothèse de parité des taux d'intérêt sans couverture ni celle de l'hypothèse d'anticipations rationnelles.

accroissement de l'écart entre taux d'intérêt à l'avantage du Canada s'accompagne d'une appréciation du dollar canadien. London montre qu'au cours de la période 1971-1979, durant laquelle le taux d'escompte de la Banque du Canada n'a été modifié que de façon sporadique, le cours du dollar canadien était lié positivement aux changements de taux annoncés. Les effets qu'entraînaient les relèvements de taux étaient statistiquement significatifs mais ceux qu'induisaient les diminutions de taux ne l'étaient pas même s'ils étaient de grandeur comparable. Vu que les modifications du taux d'escompte de la Banque étaient annoncées entre la clôture des marchés et leur ouverture le jour suivant, le sens de causalité est évident. Longworth (1983) a montré que, dans un modèle de structure des taux d'intérêt fondé sur les anticipations rationnelles, les changements non prévus de l'écart entre les taux d'intérêt (représenté par la variable de report) produisent sur le taux de change des effets qui sont affectés du même signe que dans les travaux de London, bien que ces effets ne soient pas statistiquement significatifs. Toutefois, le modèle de Longworth (1981b), qui ne s'appuyait pas sur une structure des taux d'intérêt à anticipations rationnelles, a produit des effets significatifs.

3.4 Substitution des devises

3.4.1 Quelques aspects théoriques de la substituabilité des devises

L'hypothèse de substituabilité des devises implique que les investisseurs désirent détenir à la fois de la monnaie étrangère et de la monnaie nationale et que la demande de ces monnaies tend à s'adapter en fonction des éléments de risque et des coûts d'option[15]. Un grand nombre de modèles [par ex., Miles (1978), Brillembourg et Schadler (1979)] partent de l'hypothèse que les décisions relatives au choix des actifs sont prises en deux étapes : premièrement, les investisseurs décident de

---

15. Dans les modèles types de gestion de portefeuille, on suppose que les investisseurs détiennent de la monnaie nationale, des obligations libellées en monnaies nationale et étrangère, mais qu'ils ne détiennent pas la monnaie étrangère. Cette dernière hypothèse est levée dans la présente section.

la proportion de leur portefeuille qui sera détenue sous forme d'encaisses réelles, puis déterminent les proportions des encaisses en monnaie nationale et celle des encaisses en monnaie étrangère.

Les implications théoriques de l'hypothèse de substituabilité des monnaies ont été examinées dans un grand nombre d'études [voir, à titre d'exemple, Calvo et Rodriguez (1977) et Girton et Roper (1981)]. Des auteurs ont établi que dans certaines conditions la substitution des devises pourrait provoquer l'instabilité des taux de change, et, dans le cas limite de substituabilité parfaite, leur indétermination. McKinnon (1982) soutient que le degré de substituabilité est en fait suffisamment élevé pour que les politiques monétaires visent une cible monétaire internationale établie de façon concertée. Lorsqu'il y a substitution entre les devises, il devient plus difficile d'obtenir un taux d'inflation intérieur qui diffère du taux d'inflation international. Miles (1978) signale que, en présence de substituabilité parfaite, "un accroissement de la masse monétaire nominale dans l'un des deux pays concernés entraînera une augmentation des encaisses réelles dans les deux pays ainsi qu'un relèvement d'ampleur identique du niveau des prix." (p.432, traduction)

L'hypothèse de substituabilité des devises a aussi des implications pour la spécification de la demande de monnaie. Par exemple, le taux de rendement de la devise étrangère, qui est le taux de dépréciation attendu de la monnaie nationale appréhendé à travers la variable de report, devrait être introduit dans l'équation de demande de monnaie nationale. Poloz (1982) a souligné que si des non-résidents détiennent la monnaie nationale, d'autres variables doivent aussi être incorporées à l'équation, à savoir : le revenu réel étranger, le taux d'intérêt nominal étranger et le taux de change réel.

La substituabilité des devises aurait également un effet sur la détermination du taux de change. Brillembourg et Schadler (1979) en disent ceci : "La demande d'une monnaie quelconque étant étroitement liée à celle de chacune des autres monnaies parce que les investisseurs veulent diversifier les risques courus, les variations de la demande d'une monnaie, partant son taux de change, agissent sur la demande et le taux de

change de chacune des autres monnaies." (p. 517, traduction) Cependant, peu d'études empiriques s'attachent à cette question.

3.4.2 Résultats empiriques

Plusieurs études économétriques appuient l'hypothèse de substituabilité des devises au Canada; il s'agit notamment des travaux de Miles (1978), Brillembourg et Schadler (1979), Arango et Nadiri (1981), Alexander (1981), Poloz (1982) et Daniel et Fried (1983). Toutefois, les recherches de Giddy et Schadler (1980), de Bordo et Choudhri (1982) et de Cuddington (1983) n'ont pas abouti à la même conclusion. Si les résultats obtenus par ces deux groupes semblent se contredire, il reste que Alexander et Poloz ont bien insisté sur le fait que l'élasticité estimée de la substitution est assez faible.

Toutes ces études, à l'exception de celle de Brillembourg et Schadler, reposaient sur la spécification d'équations de demande de monnaie. Miles, dont le test a été critiqué dans plusieurs études, a utilisé une méthode différente, que Boyer et Kingston (1981) ont qualifiée d'"effective". Bordo et Choudhri en particulier ont signalé que l'équation de Miles omettait certaines variables pertinentes. Ils ont répété le test de Miles tout en introduisant dans l'équation des variables supplémentaires qui s'inspirent de la théorie de la demande de monnaie et n'ont trouvé aucune preuve de substitution entre les devises. Dans les autres études, on a testé "directement" l'hypothèse de substituabilité des devises en examinant le degré de signification de la variable de report (et quelquefois celui d'autres variables) dans l'équation de demande de monnaie. Les statistiques obtenues varient d'une étude à l'autre, probablement parce que différentes données ou équations de demande de monnaie ont été utilisées; un exemple serait l'utilisation de données corrigées afin de tenir compte des grèves postales. Dans la plupart des cas cependant, les coefficients estimés indiquent que l'on peut faire abstraction de l'hypothèse de substituabilité des devises aux fins de formulation des politiques.

3.5 Conclusions

Dans les modèles où peut intervenir le chômage en raison de la rigidité à court terme des salaires et peut-être même des prix, un accroissement du degré de substituabilité des capitaux a pour effet de renforcer l'incidence à court terme de la politique monétaire sur la production. De fait, puisqu'il ressort des résultats présentés au Chapitre 2 que le degré de substituabilité des capitaux à court terme nationaux et étrangers est très élevé et qu'il ressort également des résultats présentés plus haut que la substitution entre les devises n'est pas importante, les canaux de transmission de la politique monétaire sur courte période dépendront fortement de la rigidité des salaires et des prix et probablement d'autres aspects du comportement du marché du travail et du marché des biens. A l'inverse, exception faite du très court terme, la substituabilité parfaite des actifs dans le temps réduit l'efficacité des interventions officielles sur le marché des changes comme instrument de politique viable. Ainsi les autorités monétaires ne disposent avant tout que d'un seul moyen d'action pour réaliser les objectifs macroéconomiques de long terme.

Les données empiriques présentées sur le comportement des taux d'intérêt et des taux de change réels s'accordent avec l'hypothèse de rigidité notable des salaires et des prix, ce qui semble traduire l'existence de contrats explicites ou tacites ou d'anticipations inflationnistes de nature adaptative. Cela laisse supposer que, en agissant sur les taux d'intérêt nominaux à court terme, les autorités monétaires peuvent influer sur les taux d'intérêt réels et les taux de change nominaux et réels. Ainsi la politique monétaire semble influencer à court terme la demande globale tant par le canal des taux d'intérêt réels que par celui des taux de change réels[16]. Comme nous traitons au Chapitre 4 des effets de la politique monétaire sur les taux d'intérêt à long terme, l'incidence sectorielle de la politique monétaire est

---

16. Dans les simulations du modèle RDX2, Freedman et Longworth (1975) montrent que l'incidence que la politique monétaire exerce sur l'économie par le canal du taux de change après une ou deux années est plus forte que celle qu'elle induit par le canal des taux d'intérêt.

également étudiée à ce chapitre.

La présente étude ne vise pas à établir lequel des deux schémas (schéma élargi de Mundell-Fleming ou nouveau schéma classique à anticipations rationnelles) traduit le mieux la réaction sur courte période des taux d'intérêt réels face à la politique monétaire. La question empirique fondamentale consisterait plutôt à déterminer le temps que met l'économie à s'approcher des situations d'équilibre classique, dans lesquelles une variation donnée du stock monétaire n'agit pas sur les variables réelles, quel que soit le degré de substituabilité des capitaux.

Tant que le taux de change anticipé a la possibilité de s'écarter du taux de change courant, on peut s'attendre aussi à ce que la politique budgétaire ait une incidence sur le niveau de la production à court terme, et ce même dans un contexte de substituabilité parfaite des actifs financiers.

La conclusion que la politique monétaire (et budgétaire) peut influencer la production dans le court terme ne favorise pas nécessairement des interventions actives à court terme de la part des autorités, et cela pour deux raisons. La première est que l'on présume que la variation des prix est d'autant plus forte que la variation de la demande de la production réelle est élevée. Ce postulat ressort clairement des modèles dans lesquels l'offre globale dépend des variations inattendues des prix ainsi que du taux de change réel. Il est aussi manifeste dans les modèles keynésiens qui intègrent une courbe de Phillips liant la production, par l'entremise de son effet sur le chômage, aux salaires et aux prix et dans lesquels les prix des importations agissent sur les salaires et les prix intérieurs. Toutefois, plus important encore que l'effet initial sur les prix est le constat que, dans la mesure où le comportement des prix peut être explicité par un modèle accélérationniste, c'est-à-dire un modèle contenant une courbe de Phillips avec anticipations inflationnistes, la politique monétaire produit des effets passagers sur la production mais des effets durables sur le niveau des prix ou le rythme d'inflation. La seconde raison est que, quelle que soit la politique recommandée, cette dernière est sûrement influencée par le degré d'incertitude concernant la structure économique. Cette incertitude peut

se manifester non seulement dans les termes d'erreur stochastiques que renferment les équations structurelles, mais aussi dans les contraintes d'exclusion (imposées en particulier aux variables non linéaires) implicites dans ces équations, dans la taille des paramètres pertinents (l'incertitude de Brainard concernant le multiplicateur par exemple) et dans la perception qu'on a du modèle "véritable" de l'économie (Mundell-Fleming, modèle classique, nouveau modèle classique, etc.).

Cette incertitude se reflète en particulier sur la transmission des incidences de la politique monétaire [voir notamment Friedman (1961, 1953)]. Dans de telles circonstances, le rôle qui convient à la politique monétaire serait peut-être de fournir à l'économie un point d'ancrage pour les valeurs nominales. Ce rôle lui permettrait de s'orienter vers la réalisation d'un degré satisfaisant de stabilité des prix à long terme sans avoir à déroger de façon importante à cet objectif pour faire face aux variations à court terme du niveau de la production.

CHAPITRE 4
OBLIGATIONS À LONG TERME ET POLITIQUE MONÉTAIRE

4.1 Introduction

Ce chapitre traite principalement de la substituabilité des actifs financiers à long terme canadiens et américains et de ses implications pour la politique monétaire. Il vise à déterminer si la politique budgétaire ou monétaire du Canada peut induire un effet indépendant sur les taux d'intérêt réels à long terme canadiens. Nous essaierons en particulier d'établir si la politique suivie au Canada peut ou non modifier de façon sensible ou durable le taux de rendement des obligations canadiennes par rapport à celui des obligations américaines après correction du taux de change.

Le modèle fondamental utilisé détermine comment sera testé le degré de substituabilité. Dans un modèle de gestion de portefeuille simple, on doit chercher à établir si les variables de stock d'actifs relatif ont un effet significatif dans les équations de taux d'intérêt longs, ou encore si les écarts des taux d'intérêt jouent un rôle dans les équations de stock d'actifs. Si des effets significatifs sont décelés, l'hypothèse de substituabilité parfaite peut alors être rejetée. Toutefois, lorsqu'interviennent dans un modèle élargi des groupes d'agents qui ont des perceptions différentes et un jeu d'actifs comportant un risque qui découle de variables autres que la devise concernée, il est difficile de savoir quel genre de test convient. Dans ce modèle élargi, il est fort possible que certains actifs à long terme canadiens et américains ne soient pas traités comme de parfaits substituts même si les écarts entre les taux de rendement ne sont pas fonction du stock d'actifs relatif.

Le chapitre est présenté ainsi : la section 4.2 traite des résultats du marché des obligations à long terme canadiennes. Dans la majorité des travaux qui portent sur ce marché, les taux d'intérêt ont servi de variable dépendante, à cause, d'une part, des difficultés liées à la collecte de données relatives aux stocks d'obligations, et, d'autre part, d'un problème économétrique qui sera examiné plus loin. En règle

générale, si l'on fait l'hypothèse que la substituabilité est très forte, il est préférable de retenir les taux d'intérêt comme variable dépendante; à l'inverse, si l'on pose comme hypothèse que le degré de substituabilité est faible, il se peut que les spécifications où les stocks d'actifs interviennent comme variable dépendante conviennent mieux. Les résultats des deux types d'équations sont examinés. Dans l'étude des équations de taux d'intérêt, nous nous intéressons à trois types d'effets : les effets de structure des taux d'intérêt, c'est-à-dire l'incidence qu'ont les taux d'intérêt à court terme par le biais de la structure des taux d'intérêt, les effets de taux étrangers, par exemple l'effet des taux d'intérêt à court et à long terme américains sur les taux à long terme canadiens et enfin les effets des variables de stock d'actifs dans les équations.

Après analyse des autres modèles théoriques existants, nous examinons quelques travaux empiriques sur les anticipations de taux d'intérêt et de taux de change. Nous étudions d'abord les résultats présentés par Freedman (1979b) sur la structure des taux obligataires ainsi que ceux qui ont été obtenus, dans le prolongement de l'étude de Longworth et al. (1983), au sujet de la parité des taux d'intérêt longs sans couverture.

Puis nous étudions les équations estimées des taux de rendement d'obligations à long terme que renferment divers modèles économétriques canadiens. Au moment de comparer ces estimations, nous tenterons de tenir compte des différences auxquelles ont donné naissance les données utilisées, leur fréquence et les périodes d'estimation. Nous présentons ensuite nos propres estimations mensuelles des équations de taux d'intérêt canadiens (à 1, 2, 3, 5, 10 et 20 ans), qui comprennent les données récentes sur les rendements des obligations à échéance constante. A partir de ces équations, il est possible de tester directement et de façon systématique les effets discutés ci-dessus sur l'éventail complet des échéances. Dans la dernière partie de la section 4.2, il est question des travaux antérieurs sur les équations du marché obligataire dans lesquelles le stock d'obligations intervient comme variable dépendante.

La section 4.3 traite du flux des investissements de portefeuille enregistrés dans la balance des paiements ainsi que du risque politique.

Elle passe d'abord en revue certaines études consacrées à ces questions, puis les équations de différents modèles économétriques canadiens. La question du risque politique est examinée à la lumière des données sur les obligations libellées en dollars américains que le gouvernement canadien lance sur le marché américain.

La section 4.4 récapitule les résultats présentés au Chapitre 4 et analyse leurs conséquences sur la politique monétaire.

4.2 Marché des obligations à long terme

4.2.1 Survol

Dans cette section, nous analysons la théorie et les faits qui sous-tendent la notion de substituabilité des capitaux sur le marché obligataire à long terme. Dans un premier temps, trois variantes du modèle de ce marché sont esquissées : (i) le modèle de gestion de portefeuille avec substituabilité imparfaite; (ii) le modèle de parité des taux d'intérêt sans couverture et (iii) le modèle de structure internationale des taux d'intérêt récemment proposé par Beenstock et Longbottom (1981). Ces modèles sont mis à contribution dans l'analyse effectuée, notamment en ce qui a trait aux résultats des modèles économétriques de l'économie canadienne et à nos propres estimations, qui ont été révisées à l'aide de données plus précises. Puis nous examinons quelques travaux empiriques qui portent sur les équations définies en fonction des stocks d'obligations plutôt que par rapport aux taux d'intérêt.

4.2.2 Théorie

En commençant par le modèle le plus général, on peut écrire l'équation de demande d'actifs de la manière suivante :

$$\frac{B}{W} = b(i-i^*-\Delta s^e) \qquad (1)$$

où

B = stock d'obligations,
W = richesse,
i = taux d'intérêt,
s = logarithme du taux de change,
e = anticipations,
* = variable étrangère,
Δ = différence première et
b = un paramètre.

Le terme $i-i^*-\Delta s^e$ désigne l'écart des taux de rendement sans couverture entre les obligations étrangères et nationales. Cette équation peut être redéfinie en fonction du taux d'intérêt, soit :

$$i = i^* + \Delta s^e + \frac{1}{b}\frac{B}{W} \qquad (2)$$

Nous pouvons maintenant aborder les trois modèles mentionnés comme s'il s'agissait de cas particuliers du modèle général.

On obtient le modèle général de portefeuille discuté au Chapitre 2 lorsque les actifs nationaux et étrangers sont imparfaitement substituables. Dans les modèles de ce type, la demande d'un actif quelconque est fonction tant du rendement et du risque rattachés à celui-ci que du rendement et du risque de tous les autres actifs. La contrainte de richesse qui pèse sur ces modèles fait que tous les autres actifs sont virtuellement importants, et non pas seulement ceux qui sont de proches substituts. Le risque associé à un actif quelconque dépend de la covariance entre le rendement de ce dernier et celui du restant du portefeuille. Les stocks relatifs (agissant comme éléments de pondération dans la sommation des rendements des actifs) prennent leur importance par l'effet qu'ils ont sur la variance de l'ensemble du portefeuille. Dans les modèles de gestion de portefeuille définis en fonction du taux d'intérêt, la notion de substituabilité imparfaite implique que les variables de stock relatif jouent un rôle très important. L'équation (2) formalise dans ce modèle le cas particulier où une obligation nationale et une obligation étrangère constituent les deux seuls actifs.

L'analyse qui précède porte sur un modèle de gestion de portefeuille axé sur la demande. Il serait tout aussi légitime de construire le modèle du point de vue de l'emprunteur, lequel intégrerait alors des équations d'offre d'obligations.

Considérons ensuite un cas particulier du modèle de parité des taux d'intérêt sans couverture : ce modèle part de l'hypothèse que, dans l'esprit de l'investisseur, les obligations étrangères et nationales sont de parfaits substituts et que Δs^e est constant. Dans ce cas, la variable de stock n'apparaît pas dans l'équation (2), étant donné que la proportion des obligations nationales et étrangères qui entre dans la composition du portefeuille des investisseurs laisse ces derniers indifférents.

Dans le modèle de structure internationale des taux d'intérêt, Beenstock et Longbottom font l'hypothèse qu'il y a parité des taux d'intérêt sans couverture, partant substituabilité parfaite des actifs étrangers et nationaux. La nouveauté de leur approche réside dans l'utilisation des écarts entre les taux d'intérêt à court terme dans la modélisation des variations attendues du taux de change. Si la condition de parité des taux d'intérêt sans couverture continue d'être remplie à l'avenir, les écarts des taux d'intérêt futurs traduiront les anticipations futures des variations du change. Si les valeurs futures de ces deux variables peuvent être appréhendées à travers les retards échelonnés de ces dernières, on peut alors remplacer les anticipations de change non observables par les retards échelonnés des écarts des taux d'intérêt à court terme. Pour illustrer ce phénomène, Beenstock et Longbottom soutiennent que la structure des taux d'intérêt au Royaume-Uni dans les années 70, qui avait une pente plus accentuée dans ce pays qu'aux États-Unis, reflétait un taux de dépréciation attendu de la livre sterling plus élevé à long terme qu'à court terme. Cet argument se fonde sur l'idée que les écarts entre les taux d'intérêt futurs anticipés servent à indemniser les investisseurs internationaux contre le taux de dépréciation futur de leur monnaie nationale. Dans ce modèle, l'effet des variations des taux étrangers à échéances comparables sur les taux intérieurs est égal à l'unité, et les coefficients des variables de taux d'intérêt

intérieur et étranger courts sont égaux mais de signes contraires[1]. Dans l'équation (2), nous remplaçons le terme s^e par les retards échelonnés de l'écart des taux d'intérêt à court terme et nous anticipons que b sera encore une fois égal à l'infini de sorte que le rapport 1/b est égal à zéro.

Nous souhaitons aborder ici deux autres points généraux. Premièrement, il est probable que les écarts entre les valeurs des coefficients de court terme et de long terme ont de l'importance sur le plan des politiques. Deuxièmement, nous ne devons pas perdre de vue qu'il existe une différence entre l'estimation d'équations de marché obligataire définies en fonction du stock d'actifs et l'estimation de celles qui sont définies en fonction du taux d'intérêt. Cette problématique est analogue à la question des équations de taux de change, qui est étudiée au Chapitre 2 et reprise en détail à l'Annexe B.

4.2.3 Anticipations sur le taux des obligations et sur le taux de change

Les études théoriques sur la substituabilité parfaite, comme celles qui précèdent, font en général intervenir les hypothèses que la théorie des anticipations définit la structure des taux d'intérêt et qu'il y a parité des taux d'intérêt sans couverture. La validité de ces hypothèses est la plupart du temps vérifiée à l'aide de tests portant conjointement sur le modèle postulé et l'efficience des marchés. Dans la présente section, nous passons en revue les résultats qu'a obtenus Freedman (1979b) en testant conjointement la théorie d'une structure des taux d'intérêt fondée sur les anticipations et l'hypothèse d'anticipations rationnelles. De plus, nous présentons nos propres résultats, qui s'inscrivent dans le prolongement des travaux de Longworth et al. (1983) et élargissent les équations que nous avons estimées au Chapitre 2 pour tester conjointement

---

1. Ce sont là les hypothèses faites par Beenstock et Longbottom au sujet de ces coefficients, bien qu'en toute justice il faille reconnaître que leur modèle vise à expliciter la structure des taux d'intérêt plutôt que le niveau des taux d'intérêt à long terme. L'hypothèse que les deux pays ont des structures de taux d'intérêt identiques revêt la plus haute importance pour les coefficients des taux courts attendus. Sans cette hypothèse, le résultat mentionné ne sera pas confirmé en règle générale.

les hypothèses de parité des taux d'intérêt sans couverture et d'anticipations rationnelles[2].

Freedman a utilisé des données mensuelles et trimestrielles de la période 1960-1978 pour tester ses hypothèses conjointes. Dans un premier jeu d'estimations, il a mis en relation le taux des obligations industrielles à long terme et celui du papier à court terme des sociétés financières, et dans un second le taux des obligations à long terme du secteur public et celui des bons du Trésor à court terme. Le coefficient de la variable retardée de structure des taux d'intérêt est négatif dans toutes les régressions qui expliquent la variation du taux long, ce qui indique que les taux de rendement attendus des obligations à court et à long terme pour une période donnée ne s'égalisaient pas sur la période-échantillon. S'appuyant sur ces résultats, Freedman a rejeté les hypothèses combinant, d'une part, une structure des taux d'intérêt fondée sur les anticipations et, d'autre part, des anticipations rationnelles sur le marché d'obligations à long terme canadien[3].

L'une des conclusions auxquelles Longworth et al. sont parvenus est que, sur horizon court, 30 jours par exemple, le coefficient de la variable de report est négatif dans les équations qui visent à prévoir la variation du cours du comptant. En d'autres termes, sur l'ensemble des années 70, la variable de report a donné une mauvaise prévision non seulement de l'amplitude mais aussi de l'orientation du mouvement du cours du comptant sur des horizons courts. Lorsque le terme utilisé était plus long, de 6 à 12 mois par exemple, le coefficient devenait positif et se rapprochait de 1,0, qui est sa valeur sous les hypothèses conjointes. Nous avons élargi le travail de Longworth et al. pour voir avec quelle efficacité le cours du terme avec parité, c'est-à-dire le cours du

---

2. Les travaux tant de Freedman (1979b) que de Longworth et al. (1983) visaient à tester l'hypothèse d'efficience des marchés. Les tests d'efficience équivalent à un test des hypothèses conjointes d'anticipations rationnelles et d'une prime de risque constante.

3. Pesando (1981) présente les résultats empiriques qui l'ont amené à conclure qu'on ne peut rejeter l'hypothèse d'efficience du marché canadien d'obligations à long terme. Il démontre, en particulier, que les taux de rendement des obligations du secteur public et des obligations de sociétés à long terme sur la période 1957-1979 peuvent être approchés par un processus de martingale. Cependant, Freedman (1979b) a montré qu'exception faite du cas particulier où la courbe des rendements est horizontale, l'hypothèse d'efficience du marché implique que le taux d'intérêt à long terme n'obéit pas à ce processus de martingale.

comptant futur implicite en situation de parité des taux d'intérêt sans couverture, permettait de prévoir le cours du comptant futur sur des horizons plus longs.

Le Tableau 7 récapitule les estimations de trois équations pour les échéances de 1, de 3 et de 5 ans. L'équation (1) met en relation la variation future observée du taux de change et la variation anticipée fondée sur la condition de parité des taux d'intérêt sans couverture. Si cette condition est réalisée, la variation anticipée du taux de change sur un horizon donné est égale à l'écart anticipé des taux de rendement des obligations, et son coefficient dans l'équation (1) est l'unité. En fait, le coefficient estimé est significativement plus grand que 1,0 dans les équations de taux à 1 et 3 ans, mais pas dans l'équation de taux à 5 ans[4]. Cela signifie qu'en moyenne le sens de la variation du cours du comptant a été correctement prévu, mais que l'amplitude prévue de la variation des taux, aux échéances de 1 et de 3 ans du moins, a été sous-estimée.

Dans l'équation (2), la variable à prévoir est le niveau du cours du comptant futur; le cours du comptant existant et le cours du terme implicite servent de variables de prévision. Lorsque Longworth et al. ont estimé cette régression à l'aide du cours du terme à 30 jours, ils ont constaté que le cours du comptant existant donnait une meilleure prévision que le cours du terme, ce qui réfute les hypothèses conjointes. Les estimations des équations des taux prévus dans 1, 3 et 5 ans retracées au Tableau 7 rejettent aussi les hypothèses conjointes ($b = 1,0$; $c = 0,0$) sur les horizons 1 et 3 ans, mais non sur l'horizon 5 ans. Dans l'équation (3), nous effectuons une régression expliquant le niveau du cours du comptant futur par rapport à sa variation prévue, par rapport au cours du comptant existant et par rapport à la variable de parité des pouvoirs d'achat utilisée par Longworth et al. Conformément aux résultats obtenus par ces derniers dans le cas des échéances courtes, nous avons constaté que la variable de parité des pouvoirs d'achat est une variable

---

4. Les écarts-types ont été corrigés à l'aide de la technique mise au point par Hansen et Hodrick (1980) pour tenir compte du chevauchement des périodes de prévision.

Tableau 7

PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT SANS COUVERTURE

Équation 1 : $s_{t+k} - s_t = a+b\,(s^e_{t+k} - s_t)$

Période	a	b	E.T.E.
1 an	0,008 (0,003)	2,03 (0,25)	0,023
3 ans	0,034 (0,005)	2,07 (0,23)	0,048
5 ans	0,096 (0,008)	1,26 (0,24)	0,064

Équation 2 : $s_{t+k} = a + bs^e_{t+k} + cs_t$

Période	a	b	c	E.T.E.
1 an	0,010 (0,004)	2,06 (0,26)	-1,09 (0,26)	0,032
3 ans	0,041 (0,005)	2,24 (0,22)	-1,50 (0,25)	0,046
5 ans	0,098 (0,008)	1,28 (0,24)	-0,76 (0,34)	0,063

Équation 3 : $s_{t+k} = a + b(s^e_{t+k} - s_t) + cs_t + dppp$

Période	a	b	c	d	E.T.E.
1 an	-0,0134 (0,0040)	0,526 (0,26)	0,564 (0,054)	0,641 (0,074)	0,026
3 ans	0,0108 (0,005)	0,668 (0,231)	0,191 (0,077)	1,02 (0,107)	0,034
5 ans	0,065 (0,007)	-0,208 (0,219)	-0,556 (0,192)	1,35 (0,136)	0,042

Notes :

1. Les lettres minuscules désignent des logarithmes.

2. $s^e_{t+k} = s_t \dfrac{(1 + i_t^k)^k}{(1 + i_t^{*k})^k}$

3. Les périodes-échantillons sont : 1 an, 1971M1-1981M12
   3 ans, 1971M1-1979M12
   5 ans, 1971M1-1977M12

4. Les écarts-types (entre parenthèses) sont corrigés à l'aide de la technique mise au point par Hansen et Hodrick (1980) pour tenir compte du chevauchement des périodes de prévision.

explicative importante qui n'a pas été entièrement prise en compte dans la prévision du cours du comptant futur fondée sur la parité des taux d'intérêt sans couverture.

En résumé, les résultats présentés ici permettent de rejeter sur horizons longs les hypothèses conjointes d'anticipations rationnelles et d'absence de prime de risque en ce qui concerne les obligations à long terme et les marchés des changes. L'une des interprétations qu'il est possible de donner à ces résultats est que la formation des anticipations sur les marchés des changes n'est pas saisie adéquatement par l'hypothèse d'anticipations rationnelles. Même si, à strictement parler, nos résultats réfutent les hypothèses conjointes, le manque de coefficients significatifs pour les variables de stock qui interviennent dans les équations de taux de change et de taux d'intérêt discutées ailleurs dans cette étude, comme par exemple les estimations présentées à la section 4.2.5 et au Chapitre 2, nous fait douter que nos résultats puissent s'expliquer uniquement par des éléments de risque. Nous pouvons dire avec le recul que des possibilités de réaliser des bénéfices sont restées inexploitées, mais nous n'avons pas cherché à savoir si les opérateurs disposaient à l'époque de règles permettant de réaliser de tels bénéfices ni quelle aurait été l'ampleur exacte de ces bénéfices.

4.2.4 Résultats des modèles économétriques canadiens

Les modèles économétriques de l'économie canadienne[5] prennent en compte les nombreuses recherches effectuées sur le comportement du marché obligataire. Les équations de sept de ces modèles sont résumées au Tableau 8.

Ces équations ne diffèrent pas beaucoup d'un modèle à l'autre. Le taux d'intérêt long canadien est habituellement explicité au moyen des valeurs retardées des taux d'intérêt courts canadiens, c'est-à-dire le taux du papier à 90 jours ou le taux des obligations du gouvernement

5. Ces modèles comprennent ceux mentionnés au renvoi 36 du Chapitre 2, le modèle TIM de Informetrica et le modèle économétrique mondial EPA de l'Agence de planification économique du Japon.

canadien à 1 ou à 3 ans, ainsi qu'au moyen du taux d'intérêt long américain.

Cependant, certains modèles présentent des caractéristiques particulières dignes d'être mentionnées ici. Le modèle FOCUS exprime généralement les taux longs canadiens en fonction du taux de variation sur quatre trimestres de l'indice des prix à la consommation et non en fonction du taux d'intérêt américain. La variable de taux d'intérêt américain ne figure que dans l'équation de taux de rendement des obligations municipales[6]. Par contre, dans RDXF, les taux courts et les taux longs américains entrent dans l'équation de taux de rendement des obligations provinciales, qui est le taux représentatif dans ce modèle. De plus, certains modèles (CANDIDE, DRI et TIM) contiennent des variables d'offre exerçant un effet significatif sur le taux long, quoique, dans le cas de CANDIDE 2.0, une seule des trois équations de taux à long terme produise un effet d'offre significatif.

Le Tableau 8 fait état des effets d'une augmentation du taux long américain de 100 points de base[7, 8]. L'incidence des taux longs américains sur les taux longs canadiens est toujours inférieure à l'unité et dans certains cas elle s'approche de zéro[9]. L'effet à long terme d'une variation de 100 points de base du taux des obligations américaines à long terme (10 ans et plus), lequel diffère d'un modèle à l'autre, sur le taux de rendement des obligations à échéances comparables du gouvernement canadien, qui est le seul taux à intervenir dans tous les modèles, varie de 23 (DRI) à 83 points de base (EPA). D'après certains

---

6. Jump (1979) explique que les taux américains auront un effet sur les taux longs canadiens (par le biais de leur effet sur les taux courts canadiens) même s'ils n'apparaissent pas directement dans les équations.

7. Les chocs administrés entraînent une augmentation permanente du taux long américain. L'effet à court terme équivaut à l'incidence observée sur la première période (premier mois, premier trimestre ou première année selon la fréquence des données utilisées dans chaque modèle).

8. Il importe de noter que, lorsque nous calculons les effets des taux américains, nous gardons le taux d'intérêt court canadien constant. En fait, cela supprime probablement un important lien entre les taux courts américains et les taux longs canadiens, c'est-à-dire le taux court canadien. Si nous avions tenu compte de ce canal de transmission, l'incidence des variables américaines sur les variables canadiennes aurait été plus forte.

9. Il faut remarquer qu'une incidence égale à l'unité n'implique pas nécessairement la substituabilité parfaite.

Tableau 8

ÉQUATIONS DES TAUX D'OBLIGATIONS À LONG TERME DES MODÈLES MACROÉCONOMÉTRIQUES CANADIENS*

Modèle	Données	Période-échantillon	Équation	Effets d'une augmentation du taux américain de 100 points de base			Variables d'offre	Autres variables
				Augmentation de	Court terme	Long terme		
CANDIDE 2.0 (Oct. 1979)	annuelles	1955-1976	ILF	ILIND*	56,4	56,4	Obligations du gouvernement canadien (à l'exception des O.E.C. et des B.T.)	IS
		1955-1975	ILP	ILIND*	61,9	61,9	Titres provinciaux et municipaux détenus par les Canadiens	IS
		1955-1976	ILIND	ILIND*	71,3	71,3	-	IS
DRI[1] (Oct. 1983)	trimestrielles	65T1-82T4	ILF	ILG*	22,9	22,9	Ensemble de l'excédent (ou du déficit) budgétaire/PNB	DMLF
EPA (Août 1980)	trimestrielles	65T3-78T1	ILF	ILIND*	76,4	81,9	-	IS, LDV
FOCUS (Mars 1980)	trimestrielles	58T2-76T1	ILF	-	-	-	-	ISF, ¥
		58T2-76T1	IMLF	-	-	-	-	ISF, ¥
		58T2-76T1	IMSF	-	-	-	-	ISF, ¥
		58T2-76T1	ILP	-	-	-	-	ILIND, ILF
		58T2-76T1	ILM	IAAASL*	28,0	28,0	-	ILIND
		58T2-76T1	ILIND	-	-	-	-	ISF, ¥
MACE (Août 1982)	annuelles	1954-1980	ILF	IMSG*	25,4	52,3	-	ISF, LDV
RDLF (Sept. 1980)	mensuelles	68M1-78M9	ILF	IAAAU*	43,1	76,4	-	ITB, ILP, LDV
		68M1-78M9	IMLF	IAAAU*	31,6	29,5	-	IMSF, ILF, LDV
		68M1-78M9	IMSF	IAAAU*	28,3	23,9	-	ISF, IMLF, LDV
		68M1-78M9	ILP	IAAAU*	49,9	83,9	-	IS, IS*, LDV
		68M1-78M9	ILIND	IAAAU*	37,6	06,5	-	ISF, LDV

(A suivre)

Tableau 8 (suite)

ÉQUATIONS DES TAUX D'OBLIGATIONS À LONG TERME DES MODÈLES MACROÉCONOMÉTRIQUES CANADIENS*

Modèle	Données	Période-échantillon	Équation	Effets d'une augmentation du taux américain de 100 points de base			Variables d'offre	Autres variables
				Augmentation de	Court terme	Long terme		
TIM (Octobre 1983)	annuelles	1956-1975	ILF	ILT*	21,9	41,0	Besoins de financement du gouvernement fédéral comblés auprès du public/masse monétaire (M2)	IS, LDV
		1954-1975	ILIND	ILT*	21,9	41,0	Besoins de financement du gouv. fédéral/ besoins de liquidité des entreprises, dette du gouv. féd. envers le public/masse monétaire(M2)	ILF(coeff.=1), (ILIND-ILF)t-1

* Définition des variables :

ILF = Taux de rendement des obligations du gouvernement canadien, 10 ans ou plus
IMLF = Taux de rendement des obligations du gouvernement canadien, de 5 à 10 ans
IMSF = Taux de rendement des obligations du gouvernement canadien, de 3 à 5 ans
ISF = Taux de rendement des obligations du gouvernement canadien, de 1 à 3 ans
ILP = Taux de rendement moyen pour dix obligations provinciales
ILIND = Taux de rendement moyen pour dix obligations industrielles
ILM = Taux de rendement moyen pour dix obligations municipales
IS = Taux du papier à 90 jours
ITB = Taux des bons du Trésor à 90 jours
ILIND* = Taux des obligations industrielles - É.-U.
ILG* = Taux de rendement des obligations du gouvernement à 20 ans - É.-U.
IAAASL* = Taux de rendement des obligations cotées AAA des États et des collectivités locales - É.-U.
IMSG* = Taux moyen des obligations du gouvernement de 3 à 5 ans - É.-U.
IAAAU* = Taux des obligations cotées AAA récemment offertes par les services d'utilité publique - É.-U.
ILT* = Taux de l'ensemble des obligations - É.-U.
IS* = Taux du papier à 90 jours - É.-U.
π = Taux de variation de l'IPC sur quatre trimestres
LDV = Variable dépendante retardée

1. Les renseignements concernant les autres équations d'obligations à long terme de ce modèle n'étaient pas disponibles.

résultats, ceux de RDXF notamment, le taux américain produirait un effet moindre sur les taux de rendement des obligations courtes que sur ceux des obligations longues du gouvernement canadien. Au surplus, le taux américain semble avoir une incidence plus grande sur les taux de rendement des obligations provinciales et industrielles que sur ceux des obligations du gouvernement canadien, comme le montrent les modèles CANDIDE 2.0 et RDXF. Enfin, il n'y a pas de relation claire entre la fréquence des données utilisées et l'ampleur de l'effet estimé du taux américain.

Bien que les variables de stock soient absentes de la plupart des équations examinées, l'effet significatif qu'elles dégagent dans certains modèles contredit l'hypothèse de substituabilité parfaite des capitaux. Clinton et Masson (1975) ont aussi présenté des estimations pour les équations mensuelles de taux de rendement des obligations de 5 à 10 ans du gouvernement canadien, lesquelles révèlent un effet de stock d'actifs significatif sur courte période.

Le fait que les résultats se ressentent de l'insertion dans l'échantillon de données récentes, fortement influencées par la grande variabilité des taux d'intérêt et par les grandes innovations financières des derniers temps, constitue un important avertissement. Il en sera question à la section suivante.

4.2.5 Estimations des équations de taux obligataires à l'aide de données récentes

En vue de tester de façon systématique les théories exposées brièvement à la section 4.2.2 et de mettre à contribution les données les plus récentes disponibles, nous avons choisi d'estimer un certain nombre d'équations de taux obligataires. L'un des problèmes auxquels sont confrontées la plupart des études empiriques sur le marché obligataire tient au fait que les données des taux de rendement ne sont que des moyennes pondérées des taux de rendement d'obligations de différentes échéances. Dans la plupart des cas, les pondérations, voire l'échéance moyenne à l'intérieur d'une catégorie d'échéances donnée, par exemple les obligations de 3 à 5 ans, sont inconnues du chercheur. Les changements

de pondération à l'intérieur d'une catégorie d'échéances donnée peuvent forcer le taux de la catégorie d'obligations en cause à varier alors même que le rendement à l'échéance de l'ensemble des obligations demeure constant. Afin d'éviter ce problème, nous employons des taux de rendement hypothétiques pour les obligations des gouvernements américain et canadien à échéances constantes de 1, 2, 3, 5, 10 et 20 ans [10]. Les données sont décrites en détail à l'Annexe D.

Pour tester les trois théories présentées à la section 4.2.2, nous avons utilisé une équation générale du modèle de l'habitat préféré dont nous avons traité à la section 2.4.3. L'équation a été estimée pour chacune des 6 échéances établies dans une fourchette de 1 à 20 ans, ce à l'aide de données mensuelles recueillies sur la période 1971M5-1982M12:

$$i_l = a_o + \sum_{j=o}^{3} b_j\, i^*_{l,t-j} + \sum_{j=o}^{3} c_j\, i_{s,t-j} + \sum_{j=o}^{3} d_j\, i^*_{s,t-j}$$

$$+ \sum_{j=o}^{3} e_j \left[\frac{B}{W+SW^*}\right]_{t-j} + \sum_{j=o}^{3} f_j \left[\frac{W}{W+SW^*}\right]_{t-j} + \sum_{j=1}^{3} g_j\, i_{l,t-j} \qquad (3)$$

où i_l = taux d'intérêt moyen ou long (échéances de 1, 2, 3, 5, 10 et 20 ans),
i_s = taux des bons du Trésor à 90 jours,
$*$ = variable étrangère,
B = stock d'actifs externes,
W = stock d'actifs externes augmenté des soldes cumulatifs de la balance courante bilatérale (richesse) et
S = prix de la devise étrangère.

Nous avons retenu des structures de retards rationnels et écarté les variables dont les coefficients ne sont pas significatifs. Les données des taux de rendement à échéances constantes ont servi de variable de taux d'obligations à long terme, les taux des bons du Trésor à 90 jours de

10. Les taux de rendement de ces obligations "fictives" proviennent de courbes hypothétiques construites à la Banque du Canada et au Trésor des États-Unis.

variable de taux à court terme [11], et les stocks relatifs d'actifs externes, exprimés en dollars canadiens, de variable de stock. L'insertion de la base monétaire dans les stocks relatifs n'influence pas les résultats de façon substantielle. Le stock pertinent d'actifs externes plus le solde cumulatif de la balance courante bilatérale constituent les variables de richesse. Les estimations des équations figurent au Tableau 9.

Les coefficients de long terme estimés des taux des obligations américaines à échéances comparables sont dans l'ensemble élevés par rapport à ceux que l'on retrouve d'habitude dans les modèles économétriques recensés à la section 4.2.3. Les coefficients dont sont affectés les taux à court terme intérieur et étranger sont grosso modo d'un même ordre de grandeur, mais de signes contraires. La variable de stock relatif n'est jamais affectée à la fois d'un coefficient significatif et du signe attendu, tandis que la variable de richesse relative n'est affectée d'un coefficient significatif et du signe attendu qu'aux échéances de 1 et de 20 ans.

L'absence de coefficients significatifs pour les variables de stock relatif implique que l'hypothèse de substituabilité parfaite ne peut être rejetée [12]. Nous avons utilisé le test F pour évaluer la contrainte $b = 1$ (le coefficient de long terme affectant la variable de taux des obligations américaines à échéances comparables est égal à 1), ce qui est compatible à la fois avec la condition de parité des taux d'intérêt sans couverture et avec la structure internationale des taux d'intérêt (colonne F_1). Cette contrainte a été rejetée dans les équations de taux d'obligations à 1, à 3 et à 5 ans. La contrainte $c = -d$ (coefficients de long terme des taux courts canadiens et américains d'ampleurs égales mais de signes contraires) a été également testée au moyen du test F (colonne F_2). Elle a été rejetée à un seuil de 5 pour cent dans les équations de

11. Les taux des bons du Trésor ont été utilisés parce que ces derniers constituent des instruments à court ou à long terme plus comparables en ce qui concerne le risque associé à l'émetteur.

12. Le fait qu'il n'y a pas de variables de stock retardées exclut l'hypothèse de substituabilité imparfaite à court terme mais parfaite à long terme. Nous en tiendrons compte au moment de tirer les conclusions à la section 4.4.

Tableau 9

COEFFICIENTS DES ÉQUATIONS DE TAUX D'OBLIGATIONS CANADIENNES : 1971M5–1982M12

Équation 3 :

$$i_t = a_o + \sum_{j=0}^{3} b_j\, i^{\circ}_{t,t-j} + \sum_{j=0}^{3} c_j\, i_{a,t-j} + \sum_{j=0}^{3} d_j\, i^{\circ}_{a,t-j}$$

$$+ \sum_{j=0}^{3} e_j \left[\frac{R}{M_1}\right]_{t-j} + \sum_{j=0}^{3} f_j \left[\frac{M}{M_1}\right]_{t-j} + \sum_{j=1}^{3} g_j\, i_{t,t-j}$$

Échéance		a	b	c	d	e	f	g	E.T.E.	F_1	F_2
1 an	Incidence	0,785	0,594	0,615	-0,200	1,43	-7,70	0,916	0,226	4,87	4,83
	statistique t	(2,22)	(10,39)	(11,63)	(4,11)	(0,53)	(3,02)	(11,32)			
	long terme		0,731	0,720	-0,471	3,36	-18,11				
	retards compris		2	4	0	0	0	2			
2 ans	Incidence	0,621	0,730	0,379	-0,156	2,86	-7,50	0,913	0,269	1,08	0,93
	statistique t	(0,60)	(8,95)	(4,51)	(2,07)	(0,43)	(1,02)	(7,27)			
	long terme		0,832	0,526	-0,379	6,96	18,25				
	retards compris		2	2	0	0	0	2			
3 ans	Incidence	0,894	0,670	0,276	-0,059	-3,52	-0,766	1,02	0,246	5,60	5,93
	statistique t	(2,09)	(12,49)	(5,14)	(2,32)	(1,21)	(0,28)	(12,28)			
	long terme		0,703	0,457	-0,197	-11,73	-2,55				
	retards compris		2	2	0	0	0	2			
5 ans	Incidence	1,17	0,778	0,098	-0,032	-5,06	-0,752	0,883	0,236	6,99	8,14
	statistique t	(2,96)	(15,86)	(4,77)	(1,73)	(1,86)	(0,29)	(13,79)			
	long terme		0,691	0,383	-0,117	-19,77	-2,94				
	retards compris		1	0	0	0	0	2			
10 ans	Incidence	0,913	0,856	0,061	-0,031	-2,18	-3,05	0,888	0,201	2,60	4,80
	statistique t	(2,69)	(17,90)	(4,00)	(2,02)	(0,94)	(1,42)	(13,09)			
	long terme		0,833	0,248	-0,126	-8,86	12,60				
	retards compris		1	0	0	0	0	2			
20 ans	Incidence	0,749	0,781	0,158	-0,070	1,56	-5,64	0,691	0,213	0,84	1,59
	statistique t	(2,09)	(14,27)	(3,93)	(3,61)	(0,64)	(2,51)	(11,81)			
	long terme		0,919	0,301	-0,226	5,05	18,25				
	retards compris		2	1	0	0	0	1			

Note: F_1 teste l'hypothèse b = 1,0 sur longue période; F_2 teste l'hypothèse c-d = 0 sur longue période. Valeur critique de F = 4,00 à α = 0,01.

taux à 1, 3, 5 et 10 ans. Le rejet de cette contrainte dans la plupart des équations fait douter du rôle que joue l'écart des taux d'intérêt courts comme variable tenant lieu des fluctuations attendues du change; rappelons que ce rôle constitue l'une des raisons d'être de la théorie de la structure internationale des taux d'intérêt.

Dans l'ensemble, l'appui que les résultats du Tableau 9 apportent aux modèles testés est plutôt ambigu; il est fort possible qu'aucun de ces modèles ne saisisse adéquatement la totalité des facteurs qui déterminent les taux d'intérêt à moyen et à long terme. Les statistiques ne conduisent pas au rejet du modèle de structure internationale des taux d'intérêt, quoiqu'il n'y ait guère de preuve que les taux d'intérêt courts servent à appréhender les anticipations sur le taux de change ou qu'ils jouent un rôle différent. En vue d'approfondir cette question, nous avons remplacé la variable de taux d'intérêt court par une variable de dépréciation anticipée du taux de change basée sur les valeurs courantes et retardées des taux de change et sur la parité des pouvoirs d'achat. La variable d'anticipations a été tenue à jour au moyen d'une technique de régression rotative (rolling regression technique). Si les deux types de variables tenant lieu d'anticipations s'avéraient interchangeables dans l'équation, cela confirmerait le rôle de variable d'anticipations de taux de change assigné aux taux courts dans le modèle de structure internationale des taux d'intérêt. Malheureusement ce rôle ne peut être démontré car la variable d'anticipations fondée sur la parité des pouvoirs d'achat est affectée d'un coefficient généralement non significatif.

En résumé, alors que les modèles les plus connus ont en général des coefficients relativement faibles pour les variables de taux américains et parfois des coefficients significatifs pour les variables de stock, les estimations que nous avons effectuées à partir de données plus récentes confirment davantage l'hypothèse de substituabilité parfaite [13]. Nous rejetons le modèle de gestion de portefeuille avec substituabilité imparfaite parce que les coefficients des variables de stock ne sont pas

---

13. D'autres tests pourraient être effectués afin de vérifier si ces équations ont subi un changement structurel. Il serait aussi intéressant de voir si les résultats sont touchés par une modification de la spécification des variables de niveau d'endettement.

significatifs, mais nous ne trouvons qu'un appui précaire au modèle de structure internationale des taux d'intérêt.

4.2.6 Équations de stock d'obligations

Plusieurs auteurs, notamment Dobson (1973) et Christofides (1975), ont estimé des équations de forme réduite dans lesquelles des variables de stock entraient comme variables explicatives, mais dans un cas comme dans l'autre les effets de stock estimés sont modestes. Masson (1978) présente un modèle structurel de demande d'obligations qu'il a estimé à l'aide de données mensuelles sur la période 1968-1974. Il établit la distinction entre les demandes émanant du secteur public et celles qui proviennent du secteur bancaire. Pour chacun des deux groupes, il a estimé des équations définies en fonction des portefeuilles d'obligations longues et courtes. Une équation de forme réduite relative aux taux de rendement des obligations courtes et longues contient des variables de stock dont les effets sont significatifs. Les résultats obtenus par Masson confortent la validité du modèle de gestion de portefeuille avec substituabilité imparfaite. Malheureusement, dans des travaux effectués par la suite à la Banque du Canada sur une période-échantillon allant jusqu'en 1977, les coefficients de l'équation de demande de stock ne sont pas robustes.

4.3 Flux des investissements de portefeuille et risque politique

4.3.1 Survol

La première partie de la présente section traite des résultats issus de la modélisation empirique du flux des investissements de portefeuille. Il y est d'abord brièvement question de la façon dont les équations de flux peuvent être déduites d'un modèle de gestion de portefeuille. Suit une esquisse des principales caractéristiques des équations estimées dans le cadre des modèles macroéconométriques canadiens.

En ce qui a trait au risque politique, objet de la deuxième partie de la section, nous nous bornerons à étudier la prime versée sur les titres d'États souverains libellés en monnaies étrangères, ce afin de faire

abstraction du risque de change. Les résultats présentés sont tirés de travaux effectués récemment par Lessard et al. (1983).

4.3.2 Résultats des équations de flux de capitaux

4.3.2 (a) Quelques considérations théoriques

Les équations de flux de capitaux à long terme estimées dans le cadre de modèles macroéconométriques canadiens s'appuient sur l'hypothèse de substituabilité imparfaite à long terme des actifs nationaux et étrangers. Par hypothèse, on admet, d'une part, que les décisions d'emprunt dépendent du coût relatif anticipé d'emprunt (représenté par les écarts de taux d'intérêt corrigés au besoin de la variation attendue du taux de change) et des risques relatifs, et, d'autre part, que les décisions de prêt découlent des taux de rendement relatifs anticipés et des risques relatifs

Le modèle de gestion de portefeuille a été d'abord spécifié de la façon suivante :

$$\frac{B}{W} = \alpha (i-i^*) \qquad 4(a)$$

ou

$$B = \alpha (i-i^*)W \qquad 4(b)$$

où B = stock d'un actif donné du portefeuille,
W = richesse,
i = taux d'intérêt nominal et
* = une variable étrangère.

Il y a deux façons de déduire de 4(a) et 4(b) des équations dont le membre gauche est une variable de flux. La première est d'estimer le modèle sous forme de différences premières :

$$\Delta B = F = \alpha (i-i^*)\ \Delta W + \alpha\Delta (i-i^*)W \qquad (5)$$

où Δ représente la différence première, et F un flux.

La seconde est de supposer que les équations 4(a) et 4(b) ne se vérifient qu'à l'équilibre et que le volume effectif de stocks s'ajuste au volume désiré (B^d) avec un décalage :

$$B^d = \alpha (i-i^*)W \quad \text{et} \tag{6}$$

$$\Delta B = F = \lambda (B^d - B_{-1}) \tag{7}$$

Si on transpose l'équation (6) dans l'équation (7), on obtient :

$$F = \lambda (\alpha (i-i^*)W) - \lambda B_{-1} \tag{8}$$

La spécification de l'équation (8) est reprise dans les modèles étudiés ci-dessous, dans lesquels il est posé que le flux total mesuré par les statistiques de la balance des paiements est égal à la variation des stocks. D'autre part, cette équation aurait pu être formulée du point de vue de l'emprunteur plutôt que de celui du prêteur, auquel cas B et W auraient dénoté respectivement la dette libellée en une monnaie donnée et l'encours total de la dette.

4.3.2 (b) Résultats empiriques

Les flux de capitaux de la balance des paiements peuvent être décomposés de différentes façons, d'où la grande diversité des équations estimées, qu'on peut observer aux Tableaux 10(a), 10(b) et 10(c). Plus les flux sont désagrégés, plus les résultats inspirent confiance. L'étude du flux des investissements de portefeuille dans leur ensemble nous a posé quantité de problèmes, entre autres celui de l'agrégation de deux actifs dont les rendements sont fondamentalement différents (obligations et actions par exemple) et le problème de l'agrégation d'actifs comportant des risques spécifiques (obligations du secteur public et de sociétés par exemple). En outre, un certain nombre d'obligations canadiennes vendues à l'étranger sont libellées en dollars canadiens de sorte que la variable

dépendante regroupe des obligations libellées en différentes monnaies. Nous examinons d'abord brièvement trois grandes études qui portent sur les mouvements de capitaux au Canada, puis les modèles qui sont utilisés actuellement.

Freedman (1970) a étudié de façon assez détaillée le cas des obligations canadiennes libellées en dollars américains. Il a estimé un modèle trimestriel sur la période 1954-1966 au moyen de la méthode des moindres carrés ordinaires et d'une technique d'estimation simultanée. Des équations distinctes d'offre et de demande ont été estimées pour ces obligations [14]. Les coefficients des écarts de taux d'intérêt étaient généralement significatifs sur l'ensemble de la période mais pas pour certaines sous-périodes où les pays concernés avaient un régime de taux de change différent. Caves et Reuber (1971) ont estimé des équations qui formalisent les entrées nettes de capitaux au chapitre des investissements de portefeuille et qui font intervenir comme variables explicatives les taux d'intérêt longs canadiens et américains (pris séparément), l'écart entre les taux d'intérêt canadiens longs et courts ainsi qu'une variable de besoins de financement. Les résultats qu'ils ont obtenus révèlent également que les taux d'intérêt ont une incidence significative sur les flux de capitaux.

Johnson (1983) a élargi les travaux de Freedman. Il a étudié la relation entre la composition de l'encours de la dette (rapport de l'encours des obligations en dollars canadiens sur l'encours de l'ensemble des obligations) et une variable tenant lieu de l'écart entre les taux d'intérêt réels ex ante des obligations libellées en dollars canadiens et en dollars américains [15]. Les résultats obtenus indiquent que, sur la période 1962-1979, le secteur des sociétés, en particulier les sociétés financières, réagissait de façon significative à l'écart entre le coût des

---

14. On suppose ici que les Canadiens ne détiennent pas d'obligations de ce genre.

15. Les équations sont estimées pour des sous-périodes de taux de change fixes (1962T2-1970T1) et flottants (1970T2-1979T1). Sur la période de taux fixes, on suppose qu'aucune variation du change n'est anticipée. Sur celle de taux flottants, la dépréciation attendue est appréhendée à travers le taux annuel moyen de dépréciation observé sur les trois années suivant la période sous revue. Les équations sont estimées à l'aide de techniques non linéaires de maximum de vraisemblance à information limitée, ce qui permet d'imposer des restrictions sur la valeur de leurs coefficients.

emprunts corrigé du taux de change, alors que dans les cas des provinces aucune réaction n'a été observée.

Il convient maintenant d'examiner les résultats des modèles macroéconométriques utilisés à l'heure actuelle : CANDIDE 2.0, FOCUS, MTFM, RDXF, EPA, MACE et TIM. Au Tableau 10, les équations de flux de capitaux sont réparties en trois catégories : la première [Tableau 10(a)] comprend les équations relatives aux émissions d'obligations vendues à l'étranger, la deuxième [Tableau 10(b)] celles des opérations sur les obligations canadiennes en circulation, la troisième [Tableau 10(c)] d'autres équations relatives à des flux plus agrégés. On suppose généralement que la décision d'émettre des obligations dépend principalement du comportement des emprunteurs tandis que les opérations sur les obligations en circulation traduisent surtout celui des prêteurs.

Presque toutes les équations renferment un écart entre les taux d'intérêt longs canadiens et américains, à l'exception du modèle MACE, de l'équation de titres étrangers dans CANDIDE et de l'équation relative aux opérations sur obligations en circulation dans le modèle MTFM[16, 17]. Dans certains cas, seule la valeur courante de l'écart figure dans l'équation, tandis que dans d'autres cas celui-ci est exprimé sous forme de retard échelonné. Peu importe la forme qu'il prend, l'écart entre les taux d'intérêt longs induit toujours un effet statistiquement significatif, sauf dans le modèle TIM. Dans MTFM, les équations relatives aux émissions de nouvelles obligations incorporent la variation plutôt que le niveau de l'écart de taux d'intérêt. Quant à FOCUS, l'écart de taux d'intérêt y est multiplié par des variables de besoins de financement. Il y a dans CANDIDE et TIM deux équations dans lesquelles l'écart est corrigé

---

16. Le modèle annuel SAM de la Banque du Canada considère les obligations libellées en monnaie étrangère comme des substituts imparfaits des obligations libellées en monnaie nationale. Une variation de l'écart entre les taux d'intérêt suscitera une modification du niveau des engagements étrangers nets mais non une variation permanente des flux des capitaux. Une augmentation de 100 points de base en faveur du Canada, dans l'hypothèse où l'effet sur l'offre de titres étrangers et sur les anticipations de change est nul, suscitera des entrées cumulatives de capitaux équivalant à 9 % du montant net des titres étrangers. Dans un modèle complet où l'offre nette de titres étrangers peut réagir à cette augmentation, les entrées cumulatives sont deux fois plus élevées.

17. Nous ne disposons pas des résultats économétriques détaillés du modèle DRI mais nous savons que l'écart entre les taux d'intérêt longs intervient dans les équations d'émissions d'obligations provinciales, municipales et de sociétés placées à l'étranger.

Tableau 10 (a)

ÉQUATIONS DES ÉMISSIONS NETTES D'OBLIGATIONS PLACÉES À L'ÉTRANGER

Modèle	Variable dépendante	Période-échantillon	Écart des taux d'intérêt longs	Besoins de financement	Ajustement des stocks	Autres variables
CANDIDE 2.0 (Oct. 1979)	Obligations du gouvernement fédéral placées à l'étranger	1959-1975	Taux des obligations du gouv. fédéral moins taux de l'ensemble des obligations aux États-Unis (coeff. est. = 101,89) [1]	Variation du déficit budgétaire du gouvernement fédéral	-	Taux de change observés moins taux anticipés, besoins en investissements aux États-Unis par rapport aux fonds disponibles et variables muettes
CANDIDE 2.0 (Oct. 1979)	Montant net des obligations provinciales et municipales placées à l'étranger	1959-1975	Taux des obligations provinciales moins taux de l'ensemble des obligations aux États-Unis (coeff. est. = 940,81)	Variation de l'encours des titres des administrations provinciales et municipales, excédents des caisses de retraite dont peuvent disposer ces administrations	-	Besoins en investissements aux États-Unis par rapport aux fonds disponibles, variable muette
CANDIDE 2.0 (Oct. 1979)	Émissions nettes d'obligations de sociétés placées à l'étranger	1959-1975	Taux des obligations industrielles moins taux des obligations industrielles aux États-Unis, retard échelonné (Σ coeff. est. = 341,11)	Variation de : (stocks privés moins P.A.C.F. moins bénéfices non répartis)	-	Variables muettes
FOCUS (Mars 1980)	Montant net des obligations provinciales et municipales placées à l'étranger	1960T1-1977T2	(Taux des oblig. provinciales et municipales moins taux des oblig. des États et collectivités locales aux États-Unis)* (moyenne mobile sur 4 trimestres des dépenses publiques autres que celles du gouv. fédéral), retard échelonné.	Déficit net des administrations provinciales et municipales et des hôpitaux plus excédent net des régimes de pension du Canada et du Québec	Stock d'obligations en circulation des provinces et des municipalités/ stock d'obligations en circulation des États et des collectivités locales (aux États-Unis) (t-1)	Variables muettes

1. Les coefficients estimés sont comparables d'une équation à l'autre. Ils représentent la variation du montant des émissions (en millions de dollars) que provoque une variation de 1 point de pourcentage de l'écart des taux d'intérêt.

(A suivre)

Tableau 10 (a) (suite)

Modèle	Variable dépendante	Période-échantillon	Écart des taux d'intérêt longs	Besoins de financement	Ajustement des stocks	Autres variables
FOCUS (Mars 1980) (suite)			En moyenne sur la période-échantillon, une variation de l'écart de 1 point de pourcentage fait varier de 575 millions de dollars le montant des émissions (moyenne de la série = 1 051 millions de dollars).			
FOCUS (Mars 1980)	Émissions nettes d'obligations de sociétés placées à l'étranger	1962T1-1977T2	(Taux des obligations industrielles moins taux des obligations industrielles aux États-Unis)*(moyenne mobile sur quatre trimestres du PNB privé), retard échelonné. En moyenne sur la période-échantillon, une variation de l'écart de 1 point de pourcentage fait varier de 225 millions de dollars le montant des émissions (moyenne de la série = 761 millions de dollars).	-	-	Variables muettes
MTFM (Oct. 1983)	Montant net des nouvelles émissions d'obligations provinciales et municipales placées à l'étranger (divisé par la variable de besoins de financement)	1968T1-1978T4	Variation de : (taux des obligations provinciales moins taux américain). Moyenne mobile sur 7 trimestres	Dépenses publiques en biens et services (provinces et municipalités)	-	Variables muettes

(A suivre)

Tableau 10 (a) (suite)

Modèle	Variable dépendante	Période-échantillon	Écart des taux d'intérêt longs	Besoins de financement	Ajustement des stocks	Autres variables
MTPM (Oct. 1983)	Montant net des nouvelles émissions d'oblig. de sociétés à l'étranger (divisé par la variable de besoins de financement)	1968T1-1978T4	Variation de : (taux des obligations industrielles moins taux américain). Moyenne mobile sur 7 trimestres	Investissements des entreprises	-	Bénéfices non répartis des sociétés (t-1)/ investissements des entreprises, variable muette
RDXF (Sept. 1983)	Ensemble des émissions nettes d'obligations vendues à l'étranger [divisé par la variable de besoins de financement (placée du côté droit de l'équation)]	1971T1-1981T4	Taux des obligations provinciales moins taux des obligations cotées AAA des services d'utilité publique américains. Une variation de l'écart de 1 point de pourcentage aurait suscité des émissions supplémentaires d'obligations de 3,3 milliards de dollars (en chiffres annuels) en 1982.	Besoins de financement des niveaux inférieurs du secteur public et des entreprises	Stock d'obligations canadiennes détenues par les non-résidents/ PNB nominal des É.-U. (t-1)	Taux du papier commercial à 90 jours moins taux du papier aux États-Unis, variable tenant lieu des recettes recyclées de l'OPEP, investissements en biens et services des provinces et municipalités, variables muettes

Tableau 10 (b)

ÉQUATIONS RELATIVES AUX OPÉRATIONS METTES SUR LES OBLIGATIONS EN CIRCULATON

Modèle	Variable dépendante	Période-échantillon	Écart des taux d'intérêt longs	Ajustement des stocks	Autres variables
CANDIDE 2.0 (Oct. 1979)	Montant net des opérations sur les obligations de sociétés canadiennes	1959-1975	(Taux des obligations industrielles moins taux des obligations industrielles aux États-Unis)*(taux de change observé moins taux anticipé), retard échelonné (Σ coeff. est. = 1172,47)	Stock de titres à long terme de sociétés détenus par les non-résidents, retard échelonné	Retard échelonné de la variation de : (construction non résidentielle et stocks de matériel et outillage moins P.A.C.F. moins bénéfices non répartis des sociétés). Variables muettes
FOCUS (Mars 1980)	Variations de l'encours des obligations et actions	1961T1-1977T4	(Taux des obligations de 3 à 5 ans du gouv. fédéral moins taux des obligations de 3 à 5 ans aux États-Unis)*(moyenne mobile sur 4 trimestres des PNB nominaux canadien et américain), retard échelonné	-	Retard échelonné de la variation de : [(taux du papier à 90 jours moins taux de l'euro-dollar à 90 jours)* (moyenne mobile sur 4 trimestres des PNB nominaux canadien et américain)]. Écart de croissance entre les PNB canadien et américain, variables muettes
MTFM (Oct. 1983)	Montant net des opérations sur les obligations canadiennes	1968T1-1978T4	-	-	Retard échelonné de la moyenne mobile sur 3 trimestres de l'écart de taux entre les bons du Trésor canadiens et américains, PNB américain (en dollars canadiens), variables muettes
RDXF (Sept. 1983)	Opérations sur les obligations en circulation	1971T1-1981T4	Taux des obligations du gouv. fédéral (à 10 ans ou plus) moins taux des obligations du gouv. américain (à 10 ans ou plus) (t et t-1) (coeff. est. à t = 67,20, à t-1 = 128,68)	Stock accumulé net de nouvelles obligations détenues par les non-résidents plus montant net des opérations sur les obligations en circulation/ actifs financiers des ménages américains	Variable tenant lieu des recettes recyclées de l'OPEP, écart entre les variances mobiles sur 8 périodes des taux des obligations des gouvernements canadien et américain (à 10 ans ou plus), écart d'inflation entre le Canada et les États-Unis (t-1), variables muettes

Tableau 10 (c)

AUTRES ÉQUATIONS

Modèle	Variable dépendante	Période-échantillon	Écart des taux d'intérêt longs	Autres variables
CANDIDE 2.0 (Oct. 1979)	Titres étrangers	1959-1975	-	Variation de : (bénéfices non répartis des sociétés plus stock de capital, services d'utilité publique plus épargne publique plus P.A.C.F.). Taux à 90 jours moins taux du papier commercial aux États-Unis, investissements fixes (logement exclu) et variation des stocks aux États-Unis moins bénéfices non répartis, variables muettes
EPA (Août 1980)	Flux d'actifs de portefeuille à long terme (divisé par la richesse nette)	1965T2-1978T1	Taux des obligations du secteur public moins taux des obligations à long terme de sociétés américaines	Stock d'actifs de portefeuille/richesse nette (t-1), variable muette
EPA (Août 1980)	Flux d'engagements à long terme (emprunts du gouv. fédéral exclus)	1965T3-1978T1	Taux des obligations du secteur public moins taux des obligations à long terme de sociétés américaines (coeff. est. = 6952,3, 1975T4-1976T4 = 1381,0, durant autres périodes)	Déficit public et besoins de financement des entreprises, variables muettes
MACE (Août 1982)	Engagements nets envers les non-résidents (actifs des entreprises exclus)/revenu total pour l'OCDE * (prix de la devise étrangère)^{0,25}	1954-1980	-	Taux des obligations de 1 à 3 ans du gouv. fédéral moins taux des bons du Trésor américain à 91 jours, excédent ou déficit "temporaire" de la balance courante, variable dépendante retardée
TIM (Oct. 1983)	Invest. de portefeuille canadiens aux États-Unis [divisé par la richesse financière brute (placée du côté droit de l'équation)]	1961-1975	Taux des obligations du secteur public moins taux de l'ensemble des obligations aux États-Unis moins taux de variation du change	Encours des titres américains détenus au Canada/richesse (t-1), variables muettes
TIM (Oct. 1983)	Invest. de portefeuille canadiens dans le reste du monde [divisé par la richesse financière brute (placée du côté droit de l'équation)]	1961-1975	Taux des obligations du secteur public moins taux des obligations du secteur public à long terme au R.-U.	Taux de variation de : (taux de change du dollar canadien au dollar É.-U. * taux de change du dollar É.-U. à la livre) (t-1). Variables muettes

du taux de change. L'écart entre les taux d'intérêt courts intervient également dans deux autres équations, soit celle des émissions nettes d'obligations dans RDXF et celle des variations de l'encours des obligations et actions dans FOCUS.

Les équations des nouvelles émissions sont spécifiées en fonction d'une variable de besoins de financement, et dans certains cas une contrainte d'homogénéité leur est imposée. Les résultats ne sont pas concluants en ce qui concerne la présence d'une variable d'ajustement des stocks. Ni les équations de CANDIDE ni celles de MTFM ne contiennent de variable d'ajustement des stocks, contrairement aux équations de FOCUS relatives aux émissions d'obligations provinciales ou municipales et aux équations de RDXF. Seul CANDIDE comporte une équation pour les obligations du gouvernement fédéral placées à l'étranger. Dans les autres modèles, ces opérations sont considérées comme des variables exogènes de politique.

Les opérations sur les obligations en circulation sont modélisées par quatre équations, dont trois (modèles FOCUS, MTFM et RDXF) embrassent tous les types d'obligations tandis que la quatrième (modèle CANDIDE) ne touche que le secteur des sociétés. Une variable d'ajustement des stocks figure dans les équations de RDXF et de CANDIDE mais non dans celles de FOCUS et de MTFM. A noter que l'équation de RDXF contient un terme qui est censé représenter la variabilité relative prévue des cours des obligations, et par conséquent les écarts entre les risques de taux d'intérêt.

Les modèles CANDIDE, EPA et TIM comprennent des équations qui explicitent les investissements de portefeuille canadiens. Dans EPA et TIM, on a imposé une contrainte d'unité à l'élasticité de la richesse à long terme et adopté un schéma d'ajustement des stocks. La quasi-totalité des équations renferment des variables muettes qui rendent compte de certains événements particuliers.

4.3.2 (c) Implications

La majorité des équations de flux de capitaux présentées ci-dessus ne comportent pas de variables de stock ou de richesse dont les coefficients

soient significatifs, ce qui contredit la condition de substituabilité imparfaite sous-jacente au modèle de gestion de portefeuille. On observe néanmoins que les flux de capitaux réagissent de façon significative à l'écart de taux d'intérêt. Ceci donne à penser que certains agents ne se comportent pas comme si tous les actifs étrangers et nationaux étaient de parfaits substituts. Il se peut toutefois que ce résultat soit attribuable pour partie à l'agrégation d'obligations de types différents et de groupes d'agents non homogènes.

4.3.3 Risque politique

L'expression "risque politique" ou "risque-pays", au sens qu'on lui prête habituellement, désigne le risque de non-remboursement de prêts consentis à des États souverains. Le non-remboursement, c'est-à-dire le défaut de paiement ou les arrérages, peut résulter d'événements d'ordre économique, une crise de balance des paiements par exemple, ou d'une décision politique comme le désaveu ou l'expropriation. L'analyse portera exclusivement sur le risque-pays en général, soit le risque associé uniquement au pays d'émission, et ne tiendra pas compte des risques propres aux actifs, qui peuvent être importants.

Notre argumentation s'appuie essentiellement sur les travaux de Lessard et al. (1983). Dans la quatrième partie de leur étude, ces auteurs tentent de quantifier le risque politique dans le cas du Canada en comparant les taux de rendement d'obligations similaires placées à New York par les gouvernements canadien et américain. Dans la comparaison, ils ont fait abstraction des risques de change et des différences au chapitre de la fiscalité et de la réglementation afin de conserver la perception du risque-pays comme unique facteur explicatif.

Lessard et al. ont étudié la prime de risque-pays pour le Canada en appliquant deux méthodes. La première comportait la création d'une série chronologique des écarts de taux de rendement à l'émission. A l'examen de onze séries d'obligations garanties par le gouvernement canadien entre 1978 et 1983, Lessard et al. ont découvert un écart moyen des taux de rendement de 63 points de base ou de 6,03 % du taux des obligations

comparables du gouvernement américain. Bien que cela indique qu'il existe une prime de risque pour le Canada vis-à-vis des États-Unis, le peu d'observations dont disposent les auteurs les dissuade d'en tirer des conclusions définitives [18].

La seconde méthode consistait à construire une série chronologique en comparant sur une certaine période les taux de rendement observés de trois paires d'obligations "Yankee" (obligations du gouvernement canadien libellées en dollars américains) et d'obligations du gouvernement américain. Les faits dégagés confirment les résultats obtenus à l'aide des taux de rendement à l'émission. Les résultats de la comparaison des obligations moyennes et des obligations longues laissent supposer que le chiffre de 60 points de base constitue une estimation raisonnable de la prime de risque politique versée sur les obligations "Yankee" du gouvernement canadien en sus du taux de rendement des obligations comparables émises par le gouvernement américain [19].

Les faits passés en revue ne concernaient que les émissions placées à New York [20]. L'idéal serait de comparer les taux de rendement des obligations émises par les gouvernements canadien et américain sur les euro-marchés. Cela nous permettrait de jauger la façon dont on perçoit en territoire "neutre" les risques relatifs rattachés à ces obligations. Malheureusement, des cinq États souverains dont les titres sont le moins risqués selon le classement effectué par la revue Institutional Investor, le Canada est le cinquième au classement et le seul à placer des émissions

---

18. La prépondérance des obligations de la Société pour l'expansion des exportations (SEE) dans les émissions les plus récentes peut avoir pour effet de fausser les résultats. De manière générale, on croit que ces obligations sont moins chères que celles du gouvernement canadien, car elles sont seulement garanties par ce dernier. Cette prépondérance des obligations de la SEE dans les dernières émissions peut faire croire que la prime de risque augmente avec le temps.

19. Bien que nous ayons affirmé dans ce chapitre que la prime de risque n'est pas liée à la part des portefeuilles étrangers détenue sous forme d'obligations du gouvernement canadien, il est possible que les politiques des pouvoirs publics influencent le risque que perçoivent les investisseurs étrangers.

20. Récemment, les obligations libellées en euro-dollars canadiens se sont échangées à des taux inférieurs aux taux servis sur les obligations du Trésor américain. Ceci indique que le risque politique dépend également du pays où les obligations sont émises. En outre, il semble probable que les investisseurs de nationalités différentes perçoivent différemment le risque politique.

sur l'euro-marché. Il n'est donc pas possible d'effectuer la comparaison décrite ci-dessus.

4.4 Conclusions

Tout au long de la rédaction du présent chapitre, nous nous sommes demandé si les taux des obligations canadiennes corrigés des variations anticipées du change pouvaient différer beaucoup des taux d'intérêt américains comparables. Les résultats semblent indiquer que les obligations à moyen et à long terme des gouvernements canadien et américain sont d'assez proches substituts sur longue période. C'est en effet ce que révèle l'absence de coefficients significatifs pour les variables de stock dans la plupart des équations de taux d'intérêt, condition sine qua non de la substituabilité imparfaite dans un modèle de gestion de portefeuille. On a constaté que des variations des taux d'intérêt à moyen et à long terme aux États-Unis entraînaient des variations à long terme à peu près équivalentes des taux de rendement au Canada, après correction des anticipations de change.

Dans la section 4.3, les équations de flux de capitaux ne dégagent pas en règle générale de coefficients significatifs pour les variables de stock ou de richesse, ce qui contredit le modèle de gestion de portefeuille. Cependant, le fait que les coefficients des écarts entre les taux d'intérêt dans ces équations soient significatifs indique qu'il y a peut-être substituabilité imparfaite à court terme et qu'il est probable que les investisseurs considèrent certaines obligations privées émises dans les deux pays comme des actifs tout à fait distincts. Il s'ensuit que les taux de rendement attendus des obligations canadiennes et américaines peuvent évoluer de façon différente, du moins dans le court terme. Ces résultats peuvent découler de l'agrégation de différents types d'obligations qui présentent d'importants risques spécifiques ou encore de l'agrégation d'agents dont les perceptions ou les anticipations sont

largement divergentes[21].

Certaines données concernant l'ampleur des écarts entre les profils d'évolution des taux d'intérêt canadiens et américains peuvent contribuer à situer cette question. La variabilité de l'écart de taux d'intérêt entre les obligations des gouvernements canadien et américain diminue de façon constante à mesure qu'on prolonge le terme des obligations[22]. L'écart moyen enregistré sur la période 1971-1982 allait de 0,60 % pour les obligations à 3 ans à 1,22 % pour les obligations à 20 ans. L'écart-type a été le plus élevé (1,90 %) dans le cas des bons du Trésor et le plus faible (environ 0,47 %) pour les obligations à 10 ou à 20 ans. Si l'on admet qu'il existe sur cette période des anticipations relativement constantes en ce qui concerne l'évolution des taux de change à long terme, ces résultats donnent à penser que la possibilité que le taux canadien enregistre une variation autonome est plus faible pour les échéances longues que pour les échéances courtes et que l'effet ne peut être que de courte durée.

Même dans le cas d'une substituabilité parfaite, les autorités monétaires pourraient agir sur les taux longs réels dans le court terme en modifiant les taux courts de sorte que la variation attendue du taux de change diffère de l'écart anticipé des taux d'inflation. C'est d'ailleurs ce que met en évidence la présence de taux intérieurs à court terme à coefficients significatifs dans les équations de taux à moyen ou à long terme. L'action à court terme que la politique monétaire peut exercer sur les taux longs réels a des implications pour les composantes de la demande globale qui sont sensibles au taux d'intérêt, soit les dépenses en biens

---

21. Il est possible également que les périodes-échantillons sur lesquelles ces équations ont été estimées et qui étaient caractérisées par des innovations importantes sur les marchés financiers nationaux et internationaux ne conviennent pas à l'estimation de la structure actuelle des marchés financiers.

22. Sur la période 1971M1-1982M12, l'écart s'est établi comme suit :

Échéance	Écart moyen	Écart-type
90 jours	1,08	1,90
1 an	0,64	1,17
3 ans	0,60	0,74
5 ans	0,61	0,60
10 ans	0,77	0,46
20 ans	1,22	0,47

de consommation durables, le logement et l'investissement par exemple. Un mécanisme de transmission s'ajoute donc aux autres mécanismes (décrits au Chapitre 3) dont dispose la politique monétaire. Toutefois, les effets des taux d'intérêt à long terme sur les dépenses se manifestent généralement avec d'importants décalages, ce qui signifie qu'on ne doit pas s'attendre à ce qu'une variation temporaire des taux ait une grande influence sur la dépense. De toute façon, cette influence sera de courte durée puisque sur longue période le taux anticipé de variation du change sera conforme à l'écart attendu entre les taux d'inflation. L'absence de variables de stock dans les équations de taux d'intérêt fait que les autorités ne peuvent s'en remettre à la substituabilité imparfaite si elles veulent influencer les taux longs réels sur longue période.

CHAPITRE 5
MOBILITÉ DES CAPITAUX ET POLITIQUE BUDGÉTAIRE À LONG TERME

5.1 Introduction

Le présent chapitre comporte deux volets. Dans le premier, qui correspond aux sections 5.2 et 5.3, nous terminons la revue des résultats empiriques relatifs à l'élasticité des composantes financières du compte de capital par rapport aux taux de rendement. Dans le second, qui correspond à la section 5.4, nous traitons des implications de la politique budgétaire pour l'affectation des ressources.

La section 5.2 fait la revue des recherches portant sur les investissements directs et les taux de rendement des actifs réels dans différents pays. Dans la section 5.3, nous délaissons les composantes financières proprement dites pour mettre l'accent sur le transfert de ressources réelles que traduit le flux global net de capitaux ou, en d'autres termes, sur le solde de la balance courante. Dans l'analyse de ces recherches, nous prenons pour point de départ l'identité entre le solde de la balance courante et l'épargne intérieure moins les investissements.

Lorsqu'il est question d'actifs réels, la distinction entre mobilité et substituabilité perd son sens. Si les rendements des actifs réels au Canada et à l'étranger ne sont pas égalisés, c'est parce que le marché des actifs comporte des imperfections, peu importe qu'il s'agisse de substituabilité imparfaite ou de mobilité imparfaite. Nous pouvons donc utiliser ces deux termes indifféremment dans le présent chapitre. A ce stade, la principale conclusion que nous tirons est que l'hypothèse de mobilité ou de substituabilité parfaite peut être valide dans le cas des actifs réels au Canada, même si elle n'est pas confirmée clairement sur le plan empirique.

Notre second objectif est d'étudier les influences à long terme de la politique budgétaire sur l'affectation des ressources, ce que nous faisons à la section 5.4. Le degré de substituabilité des capitaux revêt une grande importance dans le débat sur les effets d'éviction et sur les

politiques à suivre en vue de stimuler la formation de capital au pays. Il est généralement admis que le niveau de la production est déterminé dans le long terme par les conditions de l'offre. S'il en est ainsi, les effets de la politique budgétaire sur la production seront presque totalement neutralisés par les effets d'éviction. La forme que prend l'éviction est largement influencée par la mobilité des capitaux : plus cette mobilité est élevée, plus l'incidence de la politique budgétaire est faible sur les investissements intérieurs et forte sur la balance commerciale. Nous soulignons également certaines des conséquences de la politique budgétaire sur le taux d'actualisation collectif. La section 5.5 renferme les conclusions du chapitre.

5.2 Investissements directs, achats d'actions et taux de rendement

5.2.1 Équations des investissements directs

Dans la balance canadienne des paiements, l'investissement direct est défini comme un mouvement de capitaux à long terme visant à établir ou à étendre une filiale, à prendre le contrôle d'une entreprise étrangère ou à acquérir des immobilisations à l'étranger. L'expansion d'une filiale n'est considérée comme un investissement direct que dans la mesure où elle est financée par des achats d'actions ou d'obligations par la société mère. L'expansion financée au moyen des bénéfices non répartis des filiales n'est pas prise en compte, contrairement aux pratiques en vigueur aux États-Unis et dans d'autres pays.

Cette définition n'englobe pas les achats d'actifs réels effectués par les entreprises étrangères mais plutôt le financement de ces achats. A ce titre, les investissements directs comportent un élément qui les assimile aux mouvements de portefeuille dont il est question au Chapitre 4. Les bénéfices non répartis des filiales ne sont pas compris dans les chiffres publiés de la balance des paiements, mais ce n'est pas là une raison suffisante pour écarter les recherches dont ils ont fait l'objet; il faut au contraire en tenir compte pour diverses raisons [Clinton et Longworth (1982)]. De fait, le réinvestissement des bénéfices non répartis au Canada sur la période 1971-1980 représente plus du quadruple

des entrées de capitaux sous forme d'investissements directs.

La très grande variabilité affichée ces dernières années par les flux d'investissements directs fait clairement ressortir l'incidence considérable qu'ont eue à maintes reprises certaines circonstances particulières. Pendant de nombreuses années avant 1975, le Canada a enregistré des entrées nettes de capitaux sous forme d'investissements directs. La situation s'est inversée depuis 1975, le pays enregistrant des sorties annuelles moyennes de 2,5 milliards de dollars; des sorties records de plus de 11 milliards de dollars ont été enregistrées en 1981. La majeure partie des variations des flux des investissements observées ces derniers temps tenait à l'intense activité de prises de contrôle de sociétés, que les modèles économétriques ne sauraient expliquer.

Les études économétriques publiées récemment sur l'élasticité des flux d'investissements directs au Canada par rapport aux taux de rendement relatifs ne s'étendent pas beaucoup sur le sujet, mais on peut tirer parti des recherches effectuées sur les investissements américains à l'étranger, lesquels forment une large part des entrées de capitaux au Canada. D'après les résultats obtenus par Choudry et al. (1968), les écarts de taux de rendement n'ont pas eu d'incidence significative sur les investissements directs nets au Canada. Hufbauer (1975) a abouti à une conclusion analogue dans une revue des données sur les investissements directs américains à l'étranger. Toutefois, certains auteurs ont trouvé, en s'appuyant sur des données américaines, des variables de taux de rendement dont le coefficient est statistiquement significatif [par ex. Prachowny (1972)].

On a réussi dans une certaine mesure à adapter des modèles qui avaient initialement été mis au point pour expliciter l'accumulation d'actifs réels. Toutefois, pour les raisons exposées ci-dessus, ces modèles ne sont pas rigoureusement compatibles avec la définition qui est donnée de l'investissement direct dans le contexte de la balance des paiements. Les taux de rendement anticipés interviennent dans les équations de ces modèles, non pas comme variables explicatives distinctes mais par le biais d'une variable représentant la valeur attendue de la production, de sorte qu'il est difficile de différencier les effets des

taux de rendement anticipés et ceux qui sont induits par les ventes anticipées et la taille du marché. Caves et Reuber (1971) ont d'abord utilisé un modèle de type accélérateur, mais le modèle néo-classique [Jorgenson (1963)], qui fait intervenir les taux de rendement de façon plus explicite, a par la suite gagné en popularité. Dans ce modèle, les taux de rendement sont incorporés à une mesure du coût de location du capital. A en juger par les résultats empiriques issus de ce modèle, les taux de rendement et les coûts influeraient largement sur les investissements directs [voir par exemple Kwack (1972), Stevens (1972) et Goldsbrough (1979) pour les États-Unis]. Hartman (1981) a tenu compte des dispositions fiscales et a pu montrer dans son modèle que les taux de rendement relatifs exercent une forte influence sur le réinvestissement des bénéfices non distribués des filiales américaines établies à l'étranger, mais non sur les "nouveaux" investissements directs.

S'inspirant du modèle néo-classique, Murray (1982) a étudié la sensibilité, par rapport aux taux d'imposition, des investissements américains dans l'industrie manufacturière au Canada. Les données recueillies auprès du ministère du Commerce américain s'arrêtent en 1976 et comprennent les bénéfices non répartis des filiales de sociétés américaines. Selon les estimations de Murray, le coût d'option du capital aux États-Unis a une élasticité de presque moins un.

Un grand nombre d'études, dont celle de Caves et Reuber et celle de Kwack, ont révélé que les flux des investissements directs sont sensibles aux variations des fonds disponibles, lesquels diffèrent du coût du financement.

On a reproché aux recherches économétriques mettant à contribution les modèles de gestion de portefeuille ou d'investissements directs décrits ci-dessus de ne pas tenir compte des imperfections du marché qui sont à l'origine de l'existence même des investissements directs [Kindleberger (1969)]. Les barrières tarifaires ou non tarifaires ainsi que les interventions de l'État dans les investissements directs eux-mêmes sont au nombre de ces imperfections. Au Canada, les changements de politique observés ou perçus, en particulier en ce qui concerne les investissements étrangers (Agence d'examen de l'investissement étranger)

et le secteur de l'énergie, n'ont pas manqué d'exercer une grande influence. Certains aspects de la concurrence oligopolistique - stratégies fondées sur les parts de marché et autres - comptent parmi les autres facteurs qui influencent la décision des entreprises d'investir dans un pays plutôt que dans un autre. Les auteurs qui insistent sur les imperfections du marché [par ex. Hymer (1976)] minimisent implicitement le rôle relatif que remplissent les taux de rendement attendus dans la détermination des investissements directs étrangers, du moins au sens étroit dans lequel ceux-ci sont habituellement définis. Toutefois, les facteurs décrits dans le présent paragraphe sont difficiles à quantifier et n'ont pas été rigoureusement testés.

Il n'est pas facile de relier les placements sous forme d'actions à un petit nombre de variables explicatives. L'une des équations du modèle RDX2 [Helliwell et al. (1971)] contenait une variable d'écart de taux de rendement dont le coefficient est faible mais significatif. Elle contenait également un grand nombre de variables muettes représentant des phénomènes économiques particuliers et ne donnait pas de résultats assez probants pour être conservée dans la famille des modèles RDX.

5.2.2 Écarts des taux de rendement

Il est bien connu que les taux de rendement des actifs réels sont difficiles à calculer de façon uniforme dans le temps et d'un pays à l'autre. En effet, il n'existe pas de moyen sûr de tenir compte, par exemple, des taux d'inflation, des systèmes d'imposition (en particulier le traitement des revenus des non-résidents), des méthodes d'évaluation et autres conventions comptables, qui varient d'un pays à l'autre. Les rendements calculés sont très sensibles aux différentes méthodes d'évaluation du capital, et la théorie n'indique pas quelle méthode retenir [Hill (1979)]. Aussi les auteurs comme Feldstein, dans les travaux dont il est question ci-après, évitent-ils de comparer les statistiques obtenues dans différents pays sur les taux de rendement.

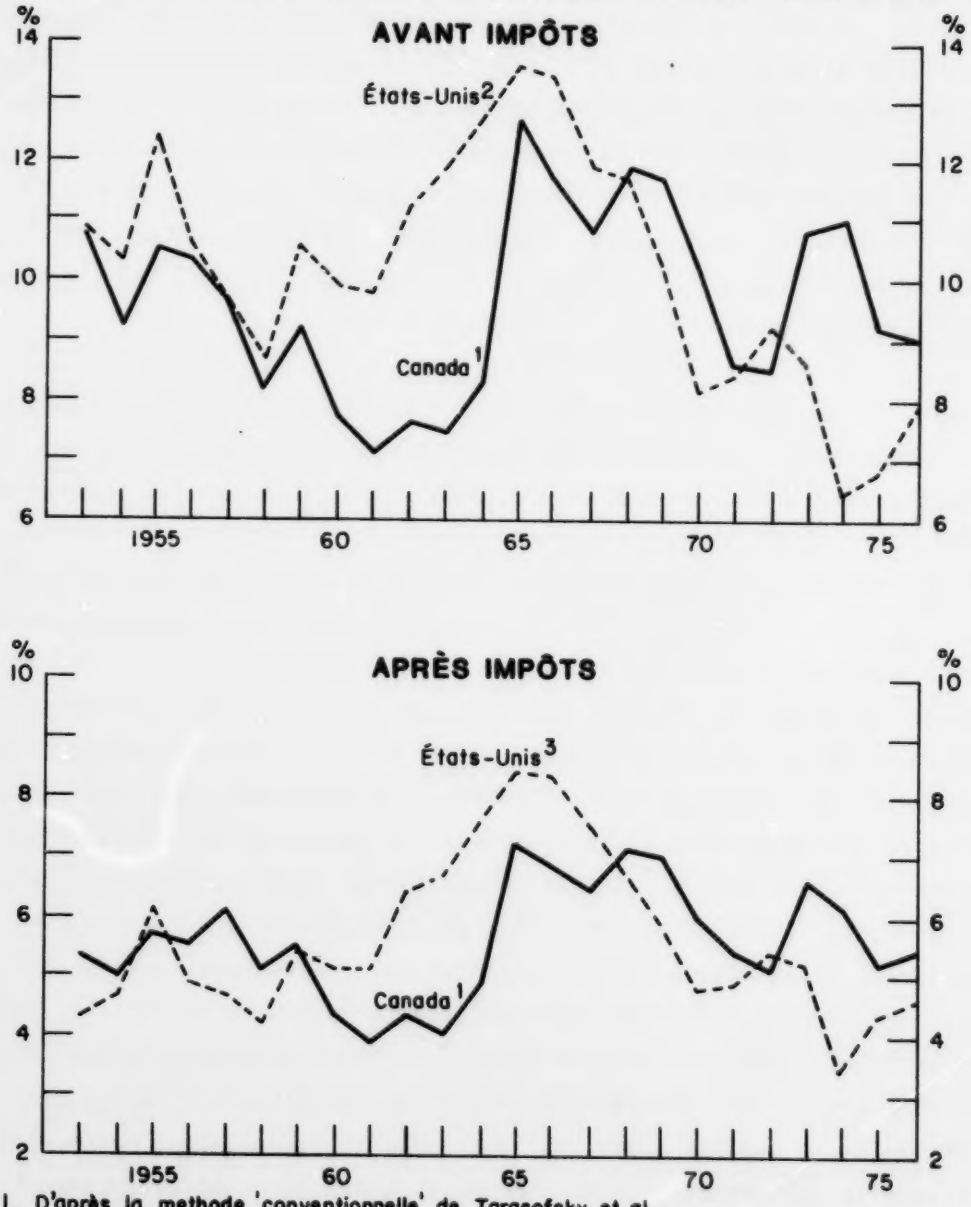
Pour ce qu'elles valent, les mesures existantes [comme celles de Harberger (1978) pour la période 1969-1971] révèlent des écarts

considérables entre les taux de rendement. Assez curieusement, Harberger a soutenu que ses données étaient compatibles avec une élasticité infinie des flux de capitaux. Partant de l'hypothèse que les techniques de production étaient similaires, il a jugé que les taux de rendement n'étaient pas inversement corrélés aux ratios capital/travail comme ce serait le cas si les capitaux étaient immobiles. Cependant, les écarts entre les taux de rendement, qui varient entre 5 et 15 % s'il faut en croire les données recueillies, ne s'accordent tout simplement pas avec la notion habituelle de parfaite mobilité des capitaux. Dans un article publié ultérieurement, Harberger (1980) a renoncé quelque peu à cette hypothèse et posé que ses données étaient simplement compatibles avec l'égalisation sur longue période des taux de rendement du capital.

Selon les estimations effectuées par Harberger, les taux de rendement au Canada et aux États-unis étaient plus proches l'un de l'autre que ceux des autres paires de pays étudiés. Avant impôts, la productivité marginale nette du capital était presque identique pour les deux pays, alors qu'après impôts le taux canadien était supérieur d'un peu plus de 1 %. Autant que l'on puisse en juger, ces résultats sont solides. Considérons par exemple les deux volets de la Figure 5.1 qui présentent les estimations obtenues pour les secteurs non agricoles et non financiers des États-Unis et du Canada. Même si les données sur chaque pays proviennent d'auteurs différents[1], les rendements sont néanmoins calculés de façon analogue. Sur l'ensemble de cette période, il n'y a pas de différence considérable entre les taux de rendement qui sont calculés avant et ceux qui sont calculés après déduction des impôts, mais la corrélation des variations annuelles de ces taux est très faible (le coefficient de corrélation est d'environ 0,3 pour les deux paires de rendements). Les taux de rendement canadiens et américains ont atteint leur sommet au milieu des années 60, mais jusqu'au milieu des années 70 les taux canadiens se sont mieux comportés que les taux américains. La

1. Il s'agit pour le Canada des estimations "conventionnelles" effectuées par Tarasofsky et al. (1981). Pour les États-Unis, ce sont des estimations effectuées avant impôts par Feldstein et Summers (1977) et après impôts par Kopcke (1978).

Figure 5.1
TAUX DE RENDEMENT RÉELS DU CAPITAL
DANS LES SECTEURS NON AGRICOLES ET NON FINANCIERS



1. D'après la methode 'conventionnelle' de Tarasofsky et al.
2. D'après Feldstein et Summers.
3. D'après Kopcke.

montée en flèche des prix des matières premières a entraîné un fort redressement des taux de profit dans l'industrie canadienne de 1972 à 1974, alors que les taux de profit américains s'inscrivaient à la baisse. Toutefois, les mesures des taux de rendement des sociétés canadiennes par rapport aux taux américains sur cette période ont pu être gonflées par le taux élevé d'inflation enregistré au Canada. Par exemple, Gilson (1984) obtient pour le Canada un taux de rendement corrigé de l'inflation qui est beaucoup plus faible que le taux non corrigé. En un mot, étant donné les problèmes d'ordre conceptuel et la marge d'erreur contenue dans les données, les écarts entre les taux de rendement mesurés ne sont pas assez grands pour exclure une forte substituabilité du capital entre les secteurs non agricoles et non financiers canadiens et américains. Les mouvements divergents observés d'année en année peuvent en grande partie être attribués à l'incidence inégale de la conjoncture et à la grande concentration des industries d'exploitation des ressources naturelles au Canada.

Si l'on considère les actions comme un droit au rendement des actifs réels, on pourrait tester l'hypothèse que la productivité marginale du capital s'égalise d'un pays à l'autre en cherchant à déterminer si les taux de rendement ont tendance à s'égaliser sur différents marchés boursiers. En principe, il se pose moins de problèmes conceptuels dans le calcul des rendements ex post des actions que dans celui des rendements des actifs réels eux-mêmes, du moins sur une période donnée. Les rendements mesurés des placements effectués sur les marchés boursiers sont toutefois très volatils dans tous les pays. Les écarts moyens ex post qui caractérisent les différents marchés dépendent beaucoup des périodes choisies, et les corrélations entre les rendements annuels dans le temps sont si faibles que la diversification internationale des portefeuilles d'actions est potentiellement rentable [Ibbotson et al. (1982)]. Dans l'optique d'une analyse basée sur la moyenne et la variance, un portefeuille efficient, compte tenu des risques courus et du rendement, appartenant à un investisseur peu enclin à prendre des risques et possédant une bonne situation financière contiendrait normalement à la fois des actions canadiennes et des actions étrangères. Cela signifierait

que les actions sont des substituts moins que parfaits; les investisseurs ne se précipiteraient donc pas de l'une à l'autre en réaction à une variation des écarts attendus : ils ajusteraient tout simplement la composition de leur portefeuille d'actions. Un tel comportement aurait pour effet de garantir qu'une variation du taux de rendement attendu des actions à l'étranger entraînerait une variation dans la même direction du taux de rendement d'équilibre des actions au Canada. De fait, sur longue période, les rendements des actions américaines et canadiennes ne présentent pas de très grandes différences.

5.3 Épargne, investissements et balance courante

Le solde de la balance courante est par définition égal à l'épargne intérieure globale (excédent budgétaire compris) moins l'investissement intérieur. Cette identité offre un utile point de départ pour l'analyse de la balance courante dans un contexte de plein emploi. Elle n'est donc pas aussi utile sur courte et moyenne période que sur longue période [Cuddington (1982)].

Artus (1979) soutient que si la mobilité des capitaux entre pays est très grande, les déséquilibres de la balance courante ne posent pas forcément d'importants problèmes d'ajustement. Par exemple, un excédent des investissements par rapport à l'épargne serait compensé par des entrées de capitaux sans qu'il y ait de modification importante des taux d'intérêt ou des taux de change. D'après les observations faites par Artus aux États-Unis, en Allemagne et au Japon dans les années 70, les mouvements de capitaux privés n'ont guère comblé les déséquilibres existants des balances courantes. Les pressions sur les marchés des changes ont donc été considérables, et les banques centrales ont réglé le gros des problèmes de déséquilibre en intervenant sur les marchés des changes.

Artus fait état de l'existence de nombreux obstacles aux transferts harmonieux des fonds entre pays, par exemple les restrictions officielles et les entraves d'ordre institutionnel en Allemagne et au Japon. A l'inverse, il a été possible au Canada, dont les marchés de capitaux sont

comparativement ouverts, d'attirer des volumes substantiels d'épargne au fil des ans sans avoir à faire face à des problèmes chroniques d'ajustement ni pratiquer des taux d'intérêt beaucoup plus élevés que les taux américains. Malgré tout, les déficits de la balance courante ne sont pas toujours financés sans heurts d'année en année par les flux de capitaux privés à long terme. Pour ne citer qu'un exemple, ces deux variables se sont révélées positivement corrélées sur la période 1960-1982. Ainsi la variabilité de la balance de base (la somme des soldes de la balance courante et du compte de capital à long terme) a-t-elle été considérablement plus grande que celle de la balance courante. Cela a forcé les flux de capitaux à court terme à s'ajuster de façon substantielle et causé des pressions aiguës sur le taux de change. C'est là une indication que la mobilité des capitaux est moins que parfaite en dépit de l'intégration relativement étroite des marchés financiers canadien et américain.

Le fait que de gros volumes de capitaux bruts affluent sur les marchés internationaux dans leur ensemble ne signifie pas nécessairement que les transferts nets d'épargne soient très sensibles aux taux de rendement du capital réel.

Le transfert réel de l'épargne en provenance de l'étranger est mesuré par le déficit de la balance courante. En situation de mobilité parfaite, un accroissement exogène de l'épargne intérieure n'induirait aucune modification du taux de rendement au pays et par conséquent aucune variation des investissements intérieurs. Une augmentation donnée de l'épargne provoquerait plutôt un accroissement égal du solde de la balance courante. A l'inverse, s'il y a immobilité parfaite et que l'épargne augmente, les investissements s'accroissent d'autant.

Feldstein et Horioka (1980) et Feldstein (1983) ont effectué une régression du ratio investissement/PNB par rapport au ratio épargne/PNB à l'aide de coupes instantanées relatives aux pays de l'OCDE. Ils ont trouvé une corrélation élevée entre ces variables, le coefficient de régression n'étant pas significativement différent de l'unité. D'après leur interprétation de ce résultat, l'épargne serait refoulée par les imperfections du marché.

D'une simplicité attrayante, ce test de l'hypothèse de parfaite mobilité pose pourtant quelques problèmes techniques. Premièrement, l'analyse en coupe instantanée n'indique pas ce qui arriverait dans un pays donné si celui-ci s'avisait de prendre des mesures en vue de modifier le taux d'épargne. Dans les cas où les pays ont adapté très étroitement le niveau de leur épargne aux possibilités d'investissement, il est possible que l'épargne supplémentaire s'expatrie par le biais de l'excédent de la balance courante [Tobin (1983)]. Cette hypothèse jouit d'un certain crédit parce que les pays concernés ont souvent adopté des mesures visant à réduire les déséquilibres de la balance courante [Westphal (1983)]. Deuxièmement, l'utilisation du ratio de l'épargne comme variable exogène pour expliquer les investissements est une pétition de principe étant donné l'identité qui rattache l'un et l'autre à la balance courante. Troisièmement, Harberger (1980) a soutenu que ces résultats peuvent ne s'appliquer qu'aux économies de grande taille; en effet, dans certains petits pays industrialisés, l'écart entre le taux d'épargne et le taux d'investissement est considérable. Quatrièmement, les estimations seront biaisées si les définitions comptables imputent l'amortissement du capital à la fois à l'épargne et à l'investissement, et la construction résidentielle à la fois à l'investissement et aux revenus des ménages. Cependant, Feldstein montre que ses résultats ne changent pas lorsque l'investissement est défini en termes nets et que la construction résidentielle en est déduite. En dernier lieu, l'investissement et l'épargne réagissent dans une certaine mesure à des tiers facteurs qui leur sont communs. D'après les résultats obtenus par von Furstenberg (1980), les déterminants sous-jacents de l'investissement et de l'épargne aux États-Unis ont contribué à provoquer une tendance à la baisse de l'un comme de l'autre. Cela donnerait naissance à deux séries chronologiques entre lesquelles on trouverait le type de corrélation obtenu par Feldstein sans que cela implique le moindrement que le capital réel soit immobile.

Sachs (1981, 1983) est parvenu à des conclusions qui contredisent celles de Feldstein, après avoir effectué des régressions expliquant la variation du ratio balance courante/PNB par la variation du ratio

investissement/PNB pendant les années 60 et 70. Les régressions basées sur les niveaux plutôt que sur les variations de ces variables aboutissent à des résultats analogues. Là encore, il s'agissait de coupes instantanées portant sur les pays de l'OCDE. Sachs a fondé son choix d'équation sur les résultats empiriques selon lesquels la variabilité du ratio investissement/PNB a été la plus significative cause immédiate de variabilité de la balance courante : selon les résultats qu'il a obtenus, les fluctuations des ratios de l'épargne nationale n'étaient presque pas corrélées avec celles qu'enregistrait la balance courante durant les années 60 et 70. Sachs en a déduit que les pays qui présentent de grandes possibilités d'investissement ont pu puiser dans l'épargne, très mobile, qui existe dans le reste du monde; il cite en particulier le cas des flux de capitaux en provenance des pays de l'OPEP vers les pays engagés dans un processus d'industrialisation rapide au milieu des années 70.

Sachs ne prétend pas que les déficits publics puissent se financer facilement au moyen d'emprunts étrangers, les déficits étant par définition des réductions de l'épargne nationale. A cet égard, nous percevons entre Sachs et Feldstein une communauté de vues, qui est au centre de l'analyse de la politique à la section 5.4.

Cependant, les conclusions auxquelles ces deux auteurs sont parvenus comportent des divergences qui ne sont pas encore résolues. L'interprétation des données par l'un ou l'autre de ces auteurs ne repose pas sur des statistiques solides, car la corrélation entre les éléments d'une définition n'est pas un indicateur valable de causalité. Sur le plan empirique, les conclusions de Sachs nous semblent les moins fiables : les régressions dégagent des coefficients qui sont instables dans le temps et les conclusions peuvent être faussées complètement si l'on apporte des modifications même mineures à l'échantillon de pays retenu [Wyplosz (1983)]. En outre, sur le plan théorique, les régressions sous forme de différences premières sont particulièrement suspectes. Étant donné que l'approche épargne-investissement est orientée vers le plein emploi, l'accent mis explicitement par Feldstein sur les écarts sur longue période entre les pays semble plus approprié [Fischer (1981)].

Ces équations de régression ne sont pas des formes structurelles, mais au mieux des équations de forme réduite dans lesquelles les coefficients sont des fonctions non linéaires de l'élasticité des courbes de l'épargne intérieure et de l'investissement intérieur et de certains autres paramètres ainsi que de l'élasticité des flux de capitaux. Tant que le flux de capitaux n'est pas parfaitement élastique, le rapport de l'élasticité de la courbe IS à l'élasticité de la courbe de la balance extérieure détermine le pourcentage d'investissement marginal qui est financé dans le pays. S'il est vrai que la dépense intérieure est moins élastique au taux d'intérêt que ne le sont les flux de capitaux[2], la propension marginale à attirer l'épargne étrangère pour financer les investissements s'accroît.

Les études mentionnées ci-dessus sont de plus limitées parce qu'elles ne tiennent pas compte des aspects temporels de l'accumulation du capital et des investissements étrangers.

Étant donné la validité douteuse des tests et les conclusions contradictoires auxquelles ceux-ci aboutissent, les études sur les investissements, l'épargne et la balance courante ne jettent en fin de compte que peu de lumière sur l'élasticité des flux d'actifs réels. Le moins que l'on puisse dire en guise de conclusion est qu'il y a une immobilité considérable des capitaux sur l'ensemble du marché mondial. Mais une observation même fortuite de l'histoire économique et des liens économiques qui unissent le Canada et les États-Unis laisse entrevoir que cette conclusion s'applique moins bien au Canada qu'aux autres grands pays industriels. Par exemple, les étrangers détiennent au Canada un plus grand pourcentage du stock de capital des entreprises que ce n'est le cas dans les autres pays et, sauf en temps de guerre et pendant la période de reconstruction de l'après-guerre, les politiques adoptées au Canada en matière de mouvements des capitaux ont été très libérales comparativement à celles mises en oeuvre dans les autres pays. De même, les estimations relativement précises des taux de rendement du capital au Canada et aux

---

2. Cette hypothèse pourrait bien s'avérer juste, mais la présente étude n'a pas pour but de trouver la valeur de l'élasticité de la dépense intérieure.

États-Unis confirment que les actifs réels sont beaucoup plus mobiles entre ces pays qu'entre les autres pays étudiés.

Les phénomènes survenus au Canada montrent pourquoi il est difficile de tirer des conclusions à partir des données sur l'épargne et les investissements. Au fil des décennies, le Canada a connu des taux d'investissement et d'épargne élevés comparativement à ceux qui étaient enregistrés aux États-Unis. Le déficit de la balance courante canadienne a également financé les investissements intérieurs dans une proportion de 10 à 20 % généralement, si l'on inclut les bénéfices non répartis des entreprises étrangères. De l'examen du déficit de la balance courante, on pourrait conclure que les capitaux ont dû être très mobiles puisque les taux de rendement ex ante au Canada n'ont pas été visiblement beaucoup plus élevés que les taux américains. En étudiant les ratios de l'épargne, on conclurait par contre que l'épargne intérieure a été, en termes quantitatifs, la principale cause du fait que le ratio des investissements a été plus élevé au Canada, l'épargne importée ayant été une composante plus faible que ce qu'on aurait anticipé en situation de mobilité parfaite.

5.4 Politique budgétaire sur longue période

L'influence que la substituabilité internationale des actifs exerce sur les effets à long terme de la politique budgétaire est étudiée dans la présente section selon une approche classique. Si la courbe d'offre est verticale, l'éviction est complète en ce sens que la politique budgétaire ne peut modifier la production sur longue période. Le degré de substituabilité des capitaux demeure un important déterminant des <u>types</u> d'activités qui sont évincées, mais non de la variation globale de la production. Nous nous occupons donc principalement ici des questions liées à l'affectation des ressources.

Outre l'élasticité de substitution des capitaux, un grand nombre de paramètres, notamment les élasticités des fonctions d'investissement et d'épargne intérieurs par rapport au taux d'intérêt, ont une incidence sur l'affectation des ressources. Mais ces questions doivent être explicitées

par un modèle macroéconomique complet de l'économie et débordent le cadre de la présente étude. Les questions de portée générale qui nous intéressent ici peuvent être traitées de façon satisfaisante au moyen de la version simple du modèle classique fournie par L.A. Metzler (1960)[3].

Nous faisons abstraction de la possibilité que les déficits budgétaires financés par émission d'obligations puissent à la longue conduire à l'instabilité dynamique du modèle[4]. A cet égard, l'élasticité de substitution des capitaux ne semble pas être un paramètre très important : l'instabilité découle essentiellement du fait que les intérêts sont capitalisés. Par conséquent, on ne doit pas en déduire que l'hypothèse de mobilité parfaite des capitaux élimine la possibilité d'instabilité simplement parce que le taux d'intérêt est fixé au niveau auquel il est en vigueur dans le reste du monde. Si la mobilité des capitaux est élevée, l'instabilité se manifestera par un accroissement explosif des paiements d'intérêts aux étrangers et non, comme dans le cas de faible mobilité, par une hausse rapide du taux d'intérêt intérieur. En d'autres termes, le PNB (défini comme le PIB moins les revenus de placement versés aux non-résidents) aura un comportement qualitativement analogue pour différents niveaux de substituabilité des capitaux.

L'examen de la politique budgétaire que nous faisons ici est organisé comme suit. A la section 5.4.1 nous présentons un mécanisme par lequel la politique budgétaire pourrait influencer le niveau de production de plein emploi en économie ouverte. La section 5.4.2 décrit les propriétés pertinentes du modèle de Metzler. Les conséquences qu'entraîne la substituabilité internationale des capitaux en ce qui concerne les incidences de la politique budgétaire sur l'accumulation du capital et la croissance économique sont traitées à la section 5.4.3, et celles qu'elle

---

3. Nous savons que ce modèle ne tient pas compte de certaines caractéristiques que la nouvelle macroéconomie classique met en relief, notamment la maximisation intertemporelle de la fonction d'utilité et la notion que les versements effectués par le secteur public au titre du service de la dette sont entièrement actualisés par le secteur privé comme de futures redevances fiscales. Incorporer ces caractéristiques dans l'analyse la compliquerait sans pour autant en modifier substantiellement les résultats.

4. On dispose maintenant d'une littérature abondante sur cette question. Deux exemples : Masson (1983) et Scarth (1984).

entraîne relativement au taux d'actualisation collectif à la section 5.4.4.

5.4.1 L'effet des termes de l'échange sur la production[5]

Une augmentation des dépenses publiques se traduit ordinairement par un accroissement de la demande de produits nationaux, ce qui fait hausser le prix de ces derniers par rapport au prix des produits étrangers. Cette amélioration des termes de l'échange encourage les entreprises à accroître l'offre de travail et la production. Le degré de substituabilité des capitaux n'a pas d'incidence directe sur ces causalités, qui tiennent au fait que les biens produits par différents pays ne sont pas de parfaits substituts. Les lignes suivantes n'en tiennent donc pas compte.

5.4.2 Le modèle de Metzler

En situation de plein emploi, le solde de la balance courante est déterminé par l'interaction entre, d'une part, les fonctions d'épargne et d'investissement intérieurs et, d'autre part, l'offre d'épargne en provenance du reste du monde.

Dans la figure 5.2, r_1 serait le taux d'intérêt à l'équilibre ou le taux naturel dans une économie fermée. Cependant, dans une économie ouverte il est possible d'importer ou d'exporter de l'épargne, aussi l'écart entre les courbes SS et II représente-t-il le solde de la balance courante. La variable r_u, qui est exogène dans un petit pays, représente le taux d'intérêt en vigueur dans le reste du monde. Pour attirer l'épargne disponible dans le reste du monde, le taux d'intérêt intérieur doit être supérieur à r_u; le prix d'offre irait en s'accroissant comme l'illustre la courbe d'offre KK, qui se trouve du côté droit de la Figure 5.2. Si les mouvements de capitaux étaient infiniment

---

5. A ne pas confondre avec l'effet Laursen-Metzler sur la dépense.

élastiques, le taux d'intérêt intérieur serait ramené[6] à r_u, et à l'équilibre le déficit commercial serait ab. Si l'élasticité est finie, l'équilibre est réalisé au point où le déficit de la balance courante égale l'offre d'épargne en provenance du reste du monde, c'est-à-dire au taux d'intérêt r_2 et au déficit de la balance courante cd (entrées de capitaux). L'écart des taux d'intérêt à l'équilibre est r_2-r_u.

Un déplacement de la demande entre produits nationaux et produits étrangers ne peut pas modifier le solde de la balance courante. Les chocs du "commerce extérieur" influencent le taux de change réel, mais non pas le solde commercial qui, en situation d'équilibre et de plein emploi, est déterminé entièrement par les décisions d'épargne et d'investissement, notamment en matière de constitution de portefeuille[7].

Une politique budgétaire expansionniste peut être considérée comme une cause d'accroissement du déficit public. Dans la Figure 5.3, ce phénomène est représenté par une translation vers la gauche de SS en S'S' d'ampleur égale au montant de l'accroissement du déficit.

Lorsqu'il y a mobilité parfaite des capitaux, le déficit de la balance courante grimpe de ab en eb, ce qui correspond à l'accroissement total du déficit public. Puisque le taux de change réel doit s'ajuster en conformité de l'accroissement du déficit de la balance commerciale, la devise en cause s'apprécie en termes réels, ce qui réduit la demande d'exportations en termes nets. Le taux d'intérêt ne change pas, et il n'y a pas éviction au niveau des investissements intérieurs privés ni au niveau de la consommation privée.

Dans l'hypothèse de mobilité imparfaite des capitaux, le déficit de la balance courante à l'équilibre s'accroît de cd en fg et le taux d'intérêt intérieur s'accroît de r_2 à r_3. Ici, la consommation accrue du secteur public est compensée en partie par une réduction des investissements intérieurs.

---

6. On postule que les anticipations ne sont pas biaisées sur longue période et que tous les prix sont entièrement flexibles.

7. Le comportement de la courbe KK dépend des préférences des résidents étrangers en matière d'actifs et de leurs décisions en matière d'épargne et d'investissement.

LE MODÈLE DE METZLER

Figure 5.2

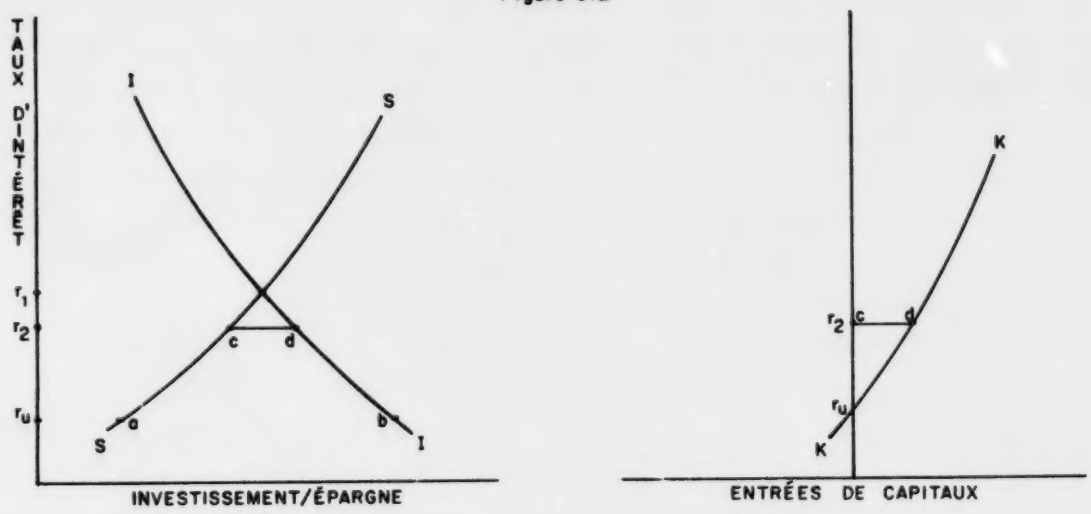
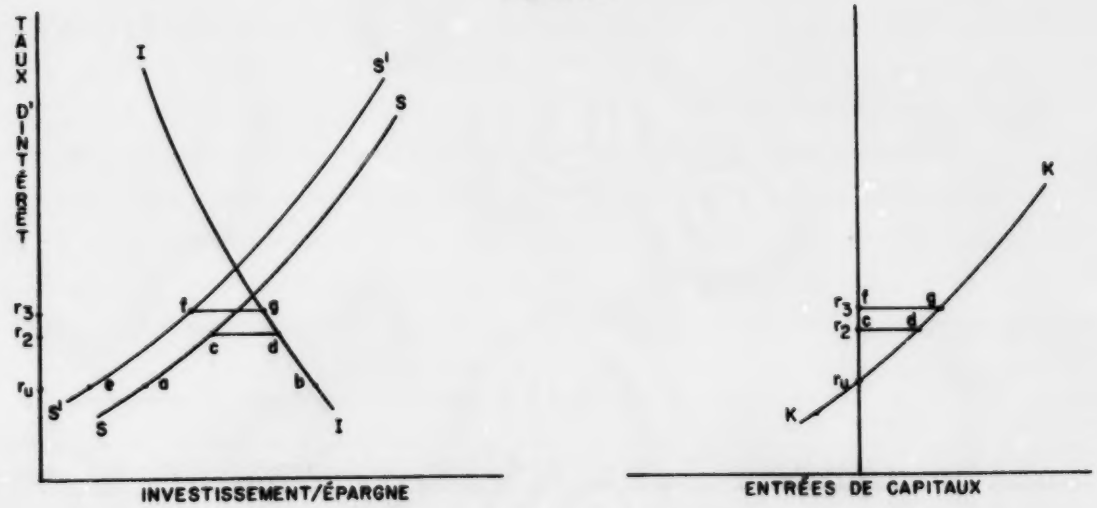


Figure 5.3



L'importance accordée à l'hypothèse de mobilité imparfaite s'explique par le fait qu'on ne peut pas vraiment supposer qu'un accroissement des dépenses publiques est de nature à attirer l'épargne disponible dans le reste du monde sur une période illimitée sans qu'il y ait en fin de compte un accroissement des taux de rendement offerts aux étrangers. Comme nous l'avons déjà souligné, les conclusions empiriques auxquelles Feldstein et Sachs sont parvenus s'accordent sur ce point. Les résultats obtenus par Sachs semblent indiquer que les déficits passés de la balance courante du Canada ont été financés avec une relative facilité tout simplement parce qu'ils correspondaient à de hauts niveaux d'investissement[8].

5.4.3 Accumulation du capital

La question importante sur longue période n'est pas de savoir s'il y aura éviction mais plutôt quelle forme elle prendra. Une augmentation des déficits publics en situation de plein emploi entraîne une réduction de la formation de capital privée quelque part dans le monde.

Le degré de mobilité des capitaux détermine dans quelle mesure l'éviction se manifestera par l'intermédiaire de la balance commerciale ou des investissements intérieurs. Comme nous l'avons affirmé plus haut, il n'y a aucune preuve que l'élasticité de l'affectation des capitaux réels à l'échelle internationale est suffisamment élevée pour prévenir une éviction d'une partie des investissements intérieurs à long terme. A moins que l'accroissement des dépenses publiques ne serve à financer des projets d'investissement dont le taux de rendement collectif n'est pas inférieur à celui qui serait obtenu dans le secteur privé, il en résultera une croissance économique plus faible sur longue période. Il ne s'ensuit pas nécessairement qu'une façon efficace d'encourager la formation du capital serait de réduire le déficit budgétaire et d'augmenter les encouragements à l'épargne privée. Outre qu'une partie de la hausse de l'épargne serait exportée à l'étranger sous la forme d'un accroissement des sorties de capitaux, l'incidence déflationniste à court terme

8. Clinton et Longworth (1982) analysent plus en profondeur le cas du Canada.

freinerait l'investissement et se répercuterait dans le long terme sur la production si le stock de capital se trouvait de ce fait diminué de façon permanente [Tobin (1983)]. On arriverait mieux à stimuler la croissance si la réduction des dépenses publiques et la hausse des encouragements à l'épargne privée étaient accompagnées d'autres mesures incitant les entreprises à investir, comme le préconisent Feldstein et al. (1983) pour les États-Unis. Dans le cas du Canada, il est moins évident qu'il faudrait encourager davantage l'épargne privée, pour la bonne raison que le caractère plus ouvert du marché des capitaux engendrerait une fuite encore plus grande de l'épargne vers l'extérieur[9].

Étant donné la mobilité des capitaux, on peut dire que les politiques budgétaires suivies dans le reste du monde influencent l'investissement au Canada. Ainsi, une augmentation des déficits publics à l'étranger a pour effet de réduire l'offre de capitaux susceptibles d'être investis au Canada. Le degré de mobilité des capitaux entre le Canada et les États-Unis est assez élevé pour qu'une hausse du taux d'intérêt réel aux États-Unis provoquée par des emprunts accrus de la part du secteur public américain induise une hausse à peu près équivalente des taux réels au Canada sur longue période. Cela donne à penser qu'un accroissement des déficits budgétaires aux États-Unis se répercutera à la longue sur la formation de capital au Canada.

5.4.4 Le taux d'actualisation collectif

Les différentes hypothèses que l'on fait sur l'élasticité des entrées de capitaux déterminent pour une large part le taux d'actualisation qu'il faut retenir aux fins d'une analyse coûts-avantages [Burgess (1981) et Jenkins (1981)]. Étant donné un taux de rendement à l'étranger inférieur au taux observé au pays, le taux d'actualisation collectif est d'autant plus bas que la part de l'investissement marginal qui est financée au moyen de l'épargne étrangère est élevée.

---

9. De plus, les distorsions que créent l'impôt et la réglementation et que Feldstein et al. veulent résorber sont moins apparentes au Canada [Clinton et Longworth (1982)].

On peut faire deux remarques à ce sujet. Premièrement, la définition du flux de capitaux qui convient sans doute aux fins de l'analyse coûts-avantages regroupe le déficit de la balance courante et les bénéfices non répartis des filiales étrangères étant donné que nous sommes préoccupés par l'affectation des ressources réelles, partant par les transferts de capitaux réels plutôt que par les flux financiers eux-mêmes. Les spécialistes de l'analyse coûts-avantages soulignent qu'il peut exister une différence considérable entre le produit collectif marginal des actifs réels et le taux d'intérêt servi sur les actifs financiers. La part des investissements intérieurs bruts financée à l'étranger, selon la définition du flux de capitaux donnée ci-dessus, a été en moyenne de 14 % sur la période 1955-1978[10]. Ce chiffre est inférieur à celui de 20 % utilisé par Burgess et Jenkins et obtenu à partir d'une définition de l'épargne étrangère brute discutable sur le plan conceptuel[11].

Deuxièmement, le paramètre retenu est la dérivée des entrées d'épargne par rapport aux taux de rendement plutôt que leur élasticité. Les élasticités perdent leur signification lorsque la variable dépendante prend des valeurs négatives, comme c'est le cas des entrées nettes d'épargne. Il n'est pas évident que la multiplication du pourcentage moyen des investissements par une estimation de l'élasticité, qui est la méthode utilisée, puisse être une approximation adéquate du pourcentage d'investissement marginal qui est financé au moyen d'un apport de capitaux. De toute manière, il est nécessaire que la définition de la notion d'entrée de capitaux reste la même, qu'elle serve à estimer l'élasticité ou à mesurer la moyenne. Il est particulièrement risqué d'employer une estimation de l'élasticité qui repose sur l'étude d'une composante particulière du compte de capital comme s'il s'agissait de l'élasticité du flux net global.

---

10. Le ratio est assez volatil d'année en année; il va de -2 % (signe négatif) en 1970 à 25 % en 1975.

11. Selon les chiffres publiés, les entrées brutes par le biais du système bancaire correspondent à la somme des flux nets qui vont d'une entité géographique (définie de façon arbitraire) à une autre. De façon plus fondamentale, l'utilisation des entrées brutes ne semble pas tenir compte du fait que l'investissement peut également être financé par une réduction des achats d'actifs effectués à l'étranger par les résidents canadiens.

Ces questions ont grandement besoin d'être approfondies. Pour le moment, nous pouvons seulement recommander que le calcul du taux d'actualisation collectif procède de l'examen d'un large éventail d'hypothèses concernant la dérivée du flux de capitaux par rapport à l'écart entre les coûts du capital. Comme l'horizon temporel implicite est la longue période, on ne peut rejeter de prime abord la condition extrême de parfaite mobilité des capitaux.

5.5 Conclusions

Les équations empiriques qui formalisent les flux d'investissements directs et les achats d'actions n'ont pas donné de très bons résultats : ceux-ci ne sont pas très solides dans le temps ni dans les manières de définir les variables utilisées. Lorsque les variables de taux de rendement figurent de façon explicite dans les équations, leurs coefficients affichent souvent des écarts-types élevés. Le problème tient en partie au fait que, dans la balance canadienne des paiements, les investissements directs mesurent le financement à l'étranger des achats d'actifs plutôt que les achats à l'étranger de nouveaux biens d'équipement.

Les études qui incorporent les bénéfices non répartis dans les équations de flux d'investissements directs dégagent plus facilement des effets significatifs sur les taux de rendement. En outre, sur longue période, les mesures plus ou moins comparables des taux de rendement au Canada et aux États-Unis ont tendance à ne révéler aucune différence significative entre ces taux. Cela est vrai aussi bien des taux de rendement estimés des actifs réels que de ceux des actions. En guise de conclusion, on peut affirmer que le degré de substituabilité des créances sur les actifs réels entre le Canada et les États-Unis est assez faible dans le court terme et beaucoup plus élevé dans le long terme. Cependant, contrairement au cas des actifs productifs d'intérêt, nous ne pouvons être sûrs que la substituabilité parfaite de ces créances soit une hypothèse plausible à long terme.

Les études effectuées à partir de coupes instantanées portant sur

l'investissement, l'épargne et la balance courante de plusieurs pays n'ont pas confirmé l'hypothèse de mobilité parfaite. Les tests sur lesquels ces études se fondent posent toutefois de graves problèmes techniques. Considérant en outre que l'économie canadienne est très intégrée à l'économie américaine et que le Canada applique des politiques assez libérales en matière de circulation des capitaux, le degré de mobilité y est probablement plus élevé que dans la plupart des autres grandes économies industrielles. En conséquence, les résultats de ces études ne sont pas incompatibles avec une élasticité très élevée de l'offre de l'épargne étrangère au Canada sur longue période.

Cela ne signifie pas que les dépenses publiques de consommation ni que les paiements de transfert pourraient être financés sur les marchés étrangers sans entraîner à la longue une augmentation du coût des emprunts. Bien que, par le passé, le Canada ait utilisé l'épargne étrangère pour soutenir un niveau élevé d'investissement, il ne lui serait pas possible d'emprunter indéfiniment à des conditions aussi favorables pour financer un niveau élevé de consommation.

A la longue, la politique budgétaire a une incidence importante sur l'affectation des ressources. La condition de plein emploi étant posée, une hausse des dépenses publiques financée par la vente d'obligations fait diminuer la balance courante ou la dépense intérieure ou les deux. Si les dépenses publiques d'investissement augmentent, il est possible que les entrées de capitaux s'accroissent dans des proportions identiques sans que l'investissement intérieur privé soit évincé. Par contre, si les dépenses publiques de consommation augmentent, il est moins probable que les étrangers fournissent une large part de l'épargne requise. On s'attendrait alors à l'éviction d'une partie de l'investissement intérieur ainsi qu'à une diminution du solde de la balance courante.

ANNEXES A - D

ANNEXE A

ARBITRAGE DES TAUX D'INTÉRÊT AVEC COUVERTURE ET COÛTS DES OPÉRATIONS

La présente annexe cherche à déterminer deux choses : la mesure dans laquelle la condition d'arbitrage des taux d'intérêt avec couverture, soit $(1+i)=(1+i^*)F/S$, est conforme à la réalité et l'ampleur des coûts des opérations sur le dollar canadien. En nous fondant sur les résultats quantitatifs et sur les écarts entre les taux d'intérêt des titres en dollars canadiens négociés sur le marché national et ceux qui sont négociés sur les euro-marchés, il nous est possible d'affirmer que le risque politique joue un rôle négligeable dans les flux de capitaux à court terme entre le Canada et les États-Unis.

Frenkel et Levich (1981) ont calculé les valeurs absolues des écarts par rapport à la parité des taux d'intérêt avec couverture, en utilisant des données hebdomadaires de la période juin 1973-décembre 1979. Les résultats qu'ils ont obtenus sont résumés au Tableau A-1. Il ressort de ce tableau que 99 % des écarts par rapport à la parité des taux d'intérêt sont inférieurs à 0,75 %. De plus, l'écart moyen et l'écart absolu moyen sont tous deux inférieurs à 1/4 de point de pourcentage[1]. Les écarts absolus moyens des titres canadiens par rapport aux titres américains sont plus faibles que ceux des titres correspondants des autres pays étudiés par Frenkel et Levich, c'est-à-dire le Royaume-Uni, l'Allemagne, l'Italie et le Japon, à l'exception du taux de l'euro-dollar à trois mois pour l'Allemagne.

Il est intéressant de noter que les écarts par rapport à la parité des taux d'intérêt avec couverture des titres négociés sur l'euro-marché sont plus faibles que les écarts correspondants entre les taux des bons du Trésor. Cela était à prévoir puisque les mêmes banques acceptent des dépôts dans les deux monnaies et qu'elles ne sont donc pas disposées à offrir à leurs clients la possibilité d'effectuer à leurs dépens des opérations d'arbitrage lucratives.

---

1. Pour comparer les taux de l'euro-dollar américain et les taux des dépôts bancaires au Canada, Longworth (1983) a effectué une régression qui montre que, en 1979, les écarts moyens par rapport à la parité des taux d'intérêt avec couverture étaient d'environ 0,24 % sur base annuelle.

Tableau A-1

VALEURS ABSOLUES DES ÉCARTS PAR RAPPORT À LA PARITÉ DES TAUX D'INTÉRÊT AVEC COUVERTURE
DONNÉES HEBDOMADAIRES, juin 1973 à décembre 1979

Instruments comparés (États-Unis et Canada)	Proportion des valeurs absolues se situant en deçà de : 0,3 %	0,5 %	0,75 %	1,0 %	Écart moyen	Écart absolu moyen
Bons du Trésor (à 3 mois)	76,7	92,7	99,1	100,0	0,11%	0,21%
Taux de l'euro-dollar (à 3 mois)	99,4	100,0	100,0	100,0	-0,06%	0,07%
Taux de l'euro-dollar (à 12 mois)	71,8	95,1	99,1	100,0	-0,19%	0,23%

Source : Frenkel et Levich (1981, p. 268)

Les calculs présentés au Tableau A-1 ne tiennent pas compte des coûts des opérations. Dans le cas où Frenkel et Levich ont tenu compte de ces coûts, ils ont observé que 99,7 % des écarts entre les taux des bons du Trésor à 3 mois et 100 % des écarts entre de taux de l'euro-dollar à 3 mois se situaient dans une fourchette neutre limitée par ces coûts.

Au surplus, les coûts des opérations sur les marchés financiers sont probablement modestes. Par exemple, les coûts des opérations de change au comptant (Tableau A-2) ou à terme, représentés par l'écart entre les cours acheteur et vendeur, sont généralement plus faibles dans le cas du dollar canadien qu'en ce qui concerne les opérations entre les autres grandes monnaies et le dollar américain[2]. La faible marge correspondant aux coûts des opérations est donc l'une des raisons qui expliquent que les écarts par rapport à la parité des taux d'intérêt avec couverture soient si faibles.

Tableau A-2

ÉCARTS ENTRE COURS ACHETEUR ET COURS VENDEUR EN POURCENTAGE DU TAUX DE CHANGE : 1980-1981

Monnaie	Écart en pourcentage
Dollar canadien	0,030
Livre sterling	0,062
Mark allemand	0,053
Yen japonais	0,075
Franc français	0,073
Lire italienne	0,094

Source : Moyenne des données journalières de la Banque du Canada pour 1980-1981.

2. Les écarts en pourcentage entre cours acheteur et cours vendeur à terme du dollar canadien pendant la période allant de juin à octobre 1983 ont été en moyenne inférieurs aux écarts comparables observés pour les autres monnaies sur la période 1973-1981 et qui sont présentés à l'Annexe B de Longworth et al. (1983).

La faiblesse des écarts indique également que le risque politique, s'il existe, n'est pas considérable du point de vue quantitatif dans le cas des actifs à court terme. De plus, si le risque politique constituait le seul facteur expliquant les différences de taux observées sur le marché national et l'euro-marché pour une même monnaie, l'on s'attendrait à ce que les taux intérieurs soient supérieurs aux taux de l'euro-marché affichés sur une place donnée (Londres par exemple), où le risque d'ingérence dans les opérations avec les non-résidents est considéré comme

Tableau A-3

ÉCARTS MOYENS ENTRE LES TAUX D'INTÉRÊT INTÉRIEURS ET CEUX DE L'EURO-DOLLAR CANADIEN À 90 JOURS

Année	Taux intérieur		Bons de caisse des banques à charte
	Bons du Trésor	Papier financier	
1975	-0,58	-0,05	-0,20
1976	-0,39	-0,09	0,05
1977	-0,05	0,09	0,14
1978	-0,06	0,10	0,10
1979	-0,13	0,26	0,23
1980	-0,27	0,09	-0,19
1981	-0,57	0,04	-0,14
1982	-0,73	-0,22	-0,63
Moyenne globale	-0,35	+0,03	-0,08

Source : Séries Cansim B14007, B14017, B14043 et Financial Times du Royaume-Uni (moyenne des cours acheteur et vendeur de l'euro-dollar canadien). Les données sont celles du dernier mercredi du mois dans le cas du papier financier et des bons de caisse des banques à charte, celles de l'adjudication du jeudi suivant le dernier mercredi du mois dans le cas des taux des bons du Trésor et celles du dernier mardi du mois dans le cas du taux de l'euro-dollar canadien, sauf lorsque le manque de données nous a obligés à utiliser les données de l'avant-dernier mardi.

faible[3]. De fait, Dooley et Isard (1980) ont montré que les contrôles de capitaux appliqués ou anticipés en Allemagne ont poussé les taux allemands à dépasser les taux de l'euro-marché. Dans le cas du Canada toutefois, les résultats mis en évidence au Tableau A-3 indiquent que ce type de risque politique n'importe pas puisque les taux d'intérêt intérieurs sont la plupart du temps inférieurs aux taux en vigueur sur l'euro-marché.

---

3. L'analyse est formulée en fonction de la demande de titres par les investisseurs. Pour ce qui est des offreurs d'instruments financiers, en particulier les banques, l'imposition de coefficients de réserve, l'assurance-dépôts et la réglementation peuvent les amener à offrir des taux d'intérêt plus faibles sur les marchés nationaux que sur les euro-marchés. Voir à ce sujet Banque d'Angleterre (1979) et Logue et Senbet (1983). Dans l'analyse qui suit, on fait l'hypothèse que, pour être important, le risque politique doit l'emporter sur ces facteurs d'offre.

ANNEXE B

RÉSULTATS ÉCONOMÉTRIQUES DANS LES CAS D'ÉLASTICITÉ (PRESQUE) INFINIE

Dans la présente annexe, nous montrons que lorsque les actifs nationaux et étrangers sont des substituts presque parfaits, c'est-à-dire lorsque les flux de capitaux sont presque parfaitement élastiques, on ne peut se fier aux résultats des équations estimées dans lesquelles la variable de stock d'actifs relatif intervient comme variable dépendante [1]. Spécifions l'équation de demande comme suit :

$$\begin{aligned} A &= a + b\,(i - i^* - \Delta s^e) + u \\ &= a + b\,r + u \end{aligned} \qquad (1)$$

où $r = i - i^* - \Delta s^e$,
A = variable de stock d'actifs relatif,
i et i^* = taux d'intérêt intérieur et étranger et
Δs^e = variation anticipée du change.

Si la demande était parfaitement élastique et qu'il n'y avait ni coût de transaction ni erreur de mesure, r serait toujours égal à zéro et il serait impossible d'estimer l'équation (1). Cependant, comme il existe généralement et des coûts de transaction et des erreurs de mesure (si faibles soient-ils), r pourrait être évalué au moyen d'une erreur aléatoire, v par exemple. La régression des moindres carrés ordinaires dans l'équation (1) conduirait alors à une estimation de b qui ne diffère pas significativement de zéro [2]. Il se peut également que, si les

---

1. La "variable de stock d'actifs relatif" désigne selon le cas la variable de stock, de flux, de stock relatif ou de ratio stock/richesse qui joue le rôle de variable dépendante dans une équation de demande spécifiée de façon adéquate.

2. $\hat{b}_{mco} = \left[\dfrac{\dfrac{r'A}{n} - \bar{r}\,\bar{A}}{\dfrac{r'r}{n} - \bar{r}^2} \right]$

où $\bar{}$ dénote la moyenne, et n le nombre d'observations. Asymptotiquement, $\text{plim}\,(b_{mco}) = \dfrac{\sigma_{uv}}{\sigma_v^2} = 0$ si u et v ne sont pas corrélés.

anticipations mesurées sont influencées par un grand nombre d'aléas de sorte que la variance du terme aléatoire v est grande, la valeur estimée de b soit faible même en présence d'une substituabilité légèrement imparfaite et, par conséquent, d'un degré mesurable de corrélation entre A et r.

ANNEXE C

SURVOL DES ÉLASTICITÉS DU VOLUME DES ÉCHANGES EXTÉRIEURS DU CANADA PAR RAPPORT AUX PRIX RELATIFS

Lorsque la substituabilité internationale des capitaux n'est pas parfaite, l'ampleur et la dynamique des variations du taux de change dépendent, entre autres choses, de l'effet de ces variations sur la balance courante. Celui-ci est lui-même fonction de la réaction du volume des échanges commerciaux et des prix aux variations du taux de change.

Il est généralement admis que le Canada est preneur de prix pour ses importations de sorte que les variations du taux de change se répercutent entièrement sur les prix à l'importation. Pour ce qui est des exportations, le Canada subit probablement les prix pour certaines de ses matières premières tandis qu'il impose, du moins pour partie, les prix de certains de ses produits d'exportation hautement travaillés. Par conséquent, les prix à l'exportation ne subissent pas entièrement l'effet des variations du change.

La réaction du volume des échanges commerciaux aux variations des prix relatifs induits par des variations du change a fait l'objet d'un grand nombre d'études empiriques. Les premières études sont passées en revue dans Stern, Francis et Schumacher (1976). Goldstein et Khan (1984) font un tour d'horizon des études plus récentes. Ces travaux, ainsi que ceux de Yadav (1977) et les résultats du modèle RDXF (version 1983) de la Banque du Canada sont résumés au Tableau C-1. Ce tableau fait ressortir le large éventail des estimations des élasticités-prix de la demande d'exportations (-0,23 à -1,10) et de la demande d'importations (-0,20 à -2,50); les valeurs dépendent des périodes-échantillons, de la fréquence des données et de la spécification du modèle.

Tableau C-1

ÉLASTICITÉS À LONG TERME ESTIMÉES DES DEMANDES D'EXPORTATIONS ET D'IMPORTATIONS CANADIENNES PAR RAPPORT AUX PRIX RELATIFS

Étude	Élasticité des exportations	Élasticité des importations	Période d'estimation	Remarques
Houthakker Magee (1969)	-0,59	-1,46	Données annuelles 1951-1966	
Adams et al. (1969)	-0,23	-0,62	Données trimestrielles 1955T4-1965T4	
Hickman-Lau (1973)	-0,84	N.d.	Données trimestrielles 1961-1969	-0,59 à court terme
Basevi (1973)	-0,59	N.d.	Données annuelles 1953-fin des années 60	Données désagrégées Source : modèle TRACE (sept. 1971) ayant servi au projet LINK
Samuelson (1973)	-1,10	-1,29	Données semi-annuelles 1960-1972	Utilisation de variables d'Almon
Taplin (1973)	N.d.	-1,59	Données annuelles 1953-1970	
Beenstock-Minford (1976)	-1,00	-2,50	Données trimestrielles 1955T1-1971T4	
Stern et al. (1976)	-0,79	-1,30	N.d.	Médiane de l'éventail des estimations obtenues par divers auteurs
Yadav (1977)	N.d.	-1,37	Données trimestrielles 1956-1973	-0,60 à court terme
Goldstein-Khan-Officer (1980)	N.d.	-0,78	Données annuelles 1951-1973	Équation avec contrainte présentée au Tableau 5
Amano et al. (1980)	-0,33	N.d.	Données trimestrielles 1970-1977	Moyenne des estimations
RDXF (1983)	-0,58	-0,63	Données trimestrielles 1968-1981 env.	Sommaire des résultats des équations détaillées du modèle RDXF en mars 1983

ANNEXE D

SOURCES ET CONSTRUCTION DES DONNÉES

Dans la présente annexe, nous décrivons les données qui ont servi à l'estimation des équations présentées aux Chapitres 2 et 4. Les données se divisent en deux principaux groupes : les taux d'intérêt et les taux de change; les stocks d'obligations et la richesse. Commençons par décrire les données des taux.

Les taux de rendement des obligations à 1, 2, 3, 5, 10 et 20 ans sont tirés de courbes de rendement hypothétiques des obligations du secteur public. Les données des taux des obligations américaines sont des moyennes mensuelles de séries journalières produites par le Trésor américain et publiées dans le Treasury Bulletin. Les taux de rendement canadiens sont des moyennes mensuelles de séries hebdomadaires produites par le département des Valeurs de la Banque du Canada, mais qui ne sont pas publiées. Les taux de rendement des bons du Trésor des deux pays constituent des moyennes mensuelles des taux des bons à 90 jours établis chaque jour à la clôture des opérations. Ces chiffres sont fournis également par le département des Valeurs de la Banque. La série du cours du comptant est une moyenne mensuelle des taux de change journaliers à midi, et la variable mensuelle de parité des pouvoirs d'achat est donnée par le rapport des indices de prix implicites de la DNB récemment publiés pour les deux pays.

Les données des stocks d'obligations du Canada illustrées brièvement au Tableau 2 du Chapitre 2 ont été construites de la façon suivante :

$$B = BPM + BCSB + MB + BTB + BGD - GACC - BBOC$$

où

B = ensemble du stock d'obligations externes du Canada,
BPM = obligations provinciales et municipales en circulation,
BCSB = obligations d'épargne du Canada en circulation,
MB = base monétaire,
BTB = bons du Trésor en circulation,
BGD = encours de la dette garantie par le gouvernement fédéral,
GACC = dépôts bancaires du gouvernement fédéral,
BBOC = bons du Trésor et obligations du gouvernement fédéral détenus par la Banque du Canada.

La mesure de la richesse en ce qui concerne le Canada est tout simplement B plus le solde de la balance courante bilatérale accumulé depuis 1926. Nous utilisons des données mensuelles aussi souvent que cela nous est possible; autrement nous procédons par interpolation pour produire des observations mensuelles à partir des données trimestrielles.

Les séries du stock d'obligations et de la richesse aux États-Unis ont été élaborées selon la méthode de Frankel (1982a). La série de la richesse aux États-Unis est établie à partir des séries du stock d'obligations américain et du solde cumulatif de la balance courante bilatérale comme on l'a fait pour le Canada. La richesse mondiale, s'il y a lieu, est simplement la somme des séries de stocks d'obligations des deux pays.

BIBLIOGRAPHIE

Adams, F.G., H. Eguchi et F. Meyer-zu-Schlochtern (1969). An Econometric Analysis of International Trade: An interrelated explanation of imports and exports of OECD countries, Organisation de coopération et de développement économiques, Paris, janvier.

Alexander, W.E. (1981). "Foreign Influences on the Demand for Money in an Open Economy : The Canadian Case", Monetaria, vol. 4, n° 1, janvier-mars, pp. 17-38.

Aliber, R.Z. (1973). "The Interest Rate Parity Theorem: A Reinterpretation", Journal of Political Economy, vol. 81, n° 6, novembre-décembre, pp. 1451-1459.

Amano, A., E. Kurihara et L. Samuelson (1980). "Trade Linkage Sub-Model in the EPA World Economic Model", Economic Bulletin, n° 19, Economic Research Institute, Tokyo, juillet.

Arango, S. et M.I. Nadiri (1981). "Demand for Money in Open Economies", Journal of Monetary Economics, vol. 7, n° 1, janvier, pp. 69-83.

Argy, V. et M.G. Porter (1972). "The Forward Exchange Market and the Effects of Domestic and External Disturbances Under Alternative Exchange Rate Systems", Staff Papers du FMI, vol. 19, n° 3, novembre, pp. 503-532.

Artus, J.R. (1979). "Persistent Surpluses and Deficits on Current Account Among Major Industrial Countries", communication présentée dans le cadre d'un colloque de la Société Universitaire Européenne de Recherches Financières, Bâle, mai.

Backus, D. (1982). Empirical Models of the Exchange Rate: Separating the Wheat from the Chaff, document de travail n° 463, Institute for Economic Research, Université Queen, janvier.

---------- (1984). "Empirical Models of the Exchange Rate: Separating the Wheat from the Chaff", Revue canadienne d'Économique, vol. 17, n° 4, novembre, pp. 824-846.

Banque d'Angleterre (1979). "Some Aspects of the Determination of Euro-Currency Interest Rates", Bank of England Quarterly Bulletin, vol. 19, n° 1, mars, pp. 35-46.

Barro, R.J. (1974). "Are Government Bonds Net Wealth?", Journal of Political Economy, vol. 82, n° 6, novembre-décembre, pp. 1095-1117.

Basevi, G. (1973). "Commodity Trade Equations in Project LINK", The International Linkage of National Economic Models, R. J. Ball (éd.), North-Holland, Amsterdam, pp. 227-281.

Beenstock, M. et J.A. Longbottom (1981). "The Term Structure of Interest Rates in a Small Open Economy", Journal of Money, Credit and Banking, vol. 13, n° 1, février, pp. 44-59.

---------- et P. Minford (1976). "A Quarterly Econometric Model of World Trade and Prices 1955-71", Inflation in Open Economies, M. Parkin et G. Zis (éd.), Manchester University Press, Manchester, pp. 85-125.

Bilson, J.F.O. (1981). "The 'Speculative Efficiency' Hypothesis", Journal of Business, vol. 54, n° 3, juillet, pp. 735-751.

Blanchard, O.J. (1979). "Speculative Bubbles, Crashes and Rational Expectations", Economics Letters, vol. 3, n° 4, pp. 387-389.

Boothe, P.M. (1983). "Speculative Profit Opportunities in the Canadian Foreign Exchange Market, 1974-78", Revue canadienne d'Économique, vol. 16, n° 4, novembre, pp. 603-611.

Bordo, M.D. et E.U. Choudhri (1982). "Currency Substitution and the Demand for Money: Some Evidence for Canada", Journal of Money,Credit and Banking, vol. 14, n° 1, février, pp. 48-57.

Boyer, R.S. et G.H. Kingston (1981). Currency Substitution : A Perfect Foresight Optimizing Analysis, Centre for the Study of International Economic Relations, Université Western Ontario, document de travail n° 8019, janvier.

Branson, W.H. (1974). "Stocks and Flows in International Monetary Analysis", International Aspects of Stabilization Policies, A. Ando, R.J. Herring et R.C. Marston (éd.), Banque de réserve fédérale de Boston, Boston. Actes d'un colloque tenu en juin 1974. Publication n° 12.

---------- et W. Buiter (1982). Monetary and Fiscal Policy with Flexible Exchange Rates, document de travail du NBER n° 901, juin.

----------, H. Halttunen et P.R. Masson (1977). "Exchange Rates in the Short Run: The Dollar-Deutschemark Rate", European Economic Review, vol. 10, n° 3, décembre, pp. 303-324.

---------- (1979). "Exchange Rates in the Short Run: Some Further Results", European Economic Review, vol. 12, n° 4, octobre, pp. 395-402.

Brillembourg, A. et S.M. Schadler (1979). "A Model of Currency Substitution in Exchange Rate Determination, 1973-78", Staff Papers du FMI, vol. 26, n° 3, septembre, pp. 513-541.

Burgess, D.F. (1981). "The Social Discount Rate for Canada: Theory and Evidence", Canadian Public Policy - Analyse de Politiques, vol. 7, n° 3, été, pp. 383-394.

Calvo, G.A. et C.A. Rodriguez (1977). "A Model of Exchange Rate Determination Under Currency Substitution and Rational Expectations", Journal of Political Economy, vol. 85, n° 3, juin, pp. 617-625.

Caves, R.E. et G.L. Reuber (1971). Capital Transfers and Economic Policy: Canada 1951-62, Harvard University Press, Cambridge (Mass.).

Choudry, N.K., Y. Kotowitze, J.A. Sawyer et J.W.L. Winder (1968). An Annual Econometric Model of the Canadian Economy 1928-66, Institute for the Quantitative Analysis of Social and Economic Policy, Université de Toronto, document de travail n° 6818.

Christofides, L. (1975). "Supply Variables in Term Structure Equations", Revue canadienne d'Économique, vol. 8, n° 2, mai, pp. 276-281.

Clinton, K. et D. Longworth (1982). The Economic Significance of Aspects of Canada's International Payments, rapport technique n° 31, Banque du Canada, Ottawa, septembre.

---------- et P. Masson (1975). A Monthly Model of the Canadian Financial System, rapport technique n° 4, Banque du Canada, Ottawa, août.

Conseil économique du Canada (1979). Modèle CANDIDE 2.0 - Description, (2 vol.), octobre.

Cripps, F.R. et W.A.H. Godley (1976). "A Formal Analysis of the Cambridge Economic Policy Group Model", Economica, vol. 43, n° 172, novembre, pp. 335-348.

Cuddington, J.T. (1982). The Saving-Investment Approach to the Current Account, rapport technique n° 32, Banque du Canada, Ottawa, septembre.

---------- (1983). "Currency Substitution, Capital Mobility and Money Demand", Journal of International Money and Finance, vol. 2, n° 2, août, pp. 111-133.

Cumby, R.E., J. Huizinga et M. Obstfeld (1983). "Two-Step Two-Stage Least Squares Estimation in Models with Rational Expectations", Journal of Econometrics, vol. 21, n° 3, avril, pp. 333-355.

Daniel, B.C. et H.O. Fried (1983). "Currency Substitution, Postal Strikes and Canadian Money Demand", Revue canadienne d'Économique, vol. 16, n° 4, novembre, pp. 612-624.

Danker, D.J., R.A. Haas, D.W. Henderson, S.A. Symansky et R.W. Tryon (1984). Small Empirical Models of Exchange Market Intervention: Applications to Canada, Germany and Japan, Conseil des Gouverneurs du Système de Réserve fédérale, travail de recherche n° 135.

Dobson, W. (1973). "The Term Structure of Interest Rates and the Maturity Composition of the Government Debt: The Canadian Case", Revue canadienne d'Économique, vol. 6, n° 3, août, pp. 319-331.

Dooley, M.P. et P. Isard (1979). The Portfolio Balance Model of Exchange Rates, document de travail n° 141 sur la finance internationale, Conseil des Gouverneurs du Système de la Réserve fédérale, mai.

---------- (1980). "Capital Controls, Political Risk, and Deviations from Interest-Rate Parity", Journal of Political Economy, vol. 88, n° 2, avril, pp. 370-384.

Dornbusch, R. (1976a). "Expectations and Exchange Rate Dynamics", Journal of Political Economy, vol. 84, n° 6, décembre, pp. 1161-1176.

---------- (1976b). "Exchange Rate Expectations and Monetary Policy", Journal of International Economics, vol. 6, n° 3, août, pp. 231-244.

---------- (1978). "Monetary Policy Under Exchange Rate Flexibility", Managed Exchange Rate Flexibility: the Recent Experience, Banque de réserve fédérale de Boston, publication n° 20, octobre.

---------- (1980). Exchange Rate Risk and the Macroeconomics of Exchange Rate Determination, document de travail du NBER n° 493, juin.

---------- (1983). "Flexible Exchange Rates and Interdependence", Staff Papers du FMI, vol. 30, n° 1, mars, pp. 3-30.

Eaton, J. et S.J. Turnovsky (1982). "Effects of Monetary Disturbances on Exchange Rates with Risk Averse Speculation", Journal of International Money and Finance, vol. 1, n° 1, avril, pp. 21-37.

---------- (1983a). "Exchange Risk, Political Risk and Macroeconomic Equilibrium", American Economic Review, vol. 73, n° 1, mars, pp. 183-189.

---------- (1983b). The Forward Exchange Market, Speculation, and Exchange Market Intervention, document de travail du NBER n° 1138, juin.

Feldstein, M. (1983). "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and the Short Run", European Economic Review, vol. 21, n° 1-2, mars-avril, pp. 129-151.

---------- et C. Horioka (1980). "Domestic Savings and International Capital Flows", The Economic Journal, vol. 90, n° 358, juin, pp. 314-329.

----------, W.A. Niskanen et W. Poole (1983). "The Annual Report of the Council of Economic Advisers", The Economic Report of the President, Washington (D.C.), février, pp. 9-287.

---------- et L. Summers (1977). "Is the Rate of Profit Falling?", Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp. 221-227.

Fischer, S. (1981). Analyse de l'article "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s" de J.D. Sachs, Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp. 273-280.

Fleming, J.M. (1962). "Domestic Financial Policies Under Fixed and Under Floating Exchange Rates", Staff Papers du FMI, vol. 9, n° 3, novembre, pp. 369-379.

Frankel, J.A. (1979a). "The Diversifiability of Exchange Risk", Journal of International Economics, vol. 9, n° 3, août, pp. 379-393.

---------- (1979b). "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials", American Economic Review, vol. 69, n° 4, septembre, pp. 610-622.

---------- (1979c). A Test of the Existence of the Risk Premium in the Foreign Market Versus the Hypothesis of Perfect Substitutability, document de travail n° 149 sur la finance internationale, Conseil des Gouverneurs du Système de Réserve fédérale, août.

---------- (1980). "Monetary and Portfolio Balance Models of Exchange Rate Determination", The International Transmission of Economic Disturbances under Flexible Exchange Rates, J.B. Bhandari et B.H. Putman (éd.).

---------- (1982a). "In Search of the Exchange Risk Premium: A Six Currency Test Assuming Mean-Variance Optimization", Journal of International Money and Finance, vol. 1, n° 3, décembre, pp. 255-274.

---------- (1982b). "On the Mark, Pound, Franc, Yen and Canadian Dollar", communication présentée dans le cadre de "Conference on Exchange Rates: Theory and Practice", Bellagio, Italie, janvier.

---------- (1982c). "A Test of Perfect Substitutability in the Foreign Exchange Market", Southern Economic Journal, vol. 49, n° 2, octobre, pp. 325-338.

Freedman, C. (1970). "Long-Term Capital Flows Between the United States and Canada", thèse de doctorat inédite, M.I.T.

---------- (1979a). The Canadian Dollar, 1971-76: An Exploratory Investigation of Short Run Movements, document de travail du NBER n° 380.

---------- (1979b). "Taux d'intérêt à long terme, martingales, et marchés efficients", L'Actualité Économique, juillet-septembre, pp. 360-374.

---------- (1981). "Modelling the Demand for Financial Assets", polycopie, Banque du Canada, juin.

---------- (1982). "The Effect of U.S. Policies on Foreign Countries: The Case of Canada", Monetary Policy Issues in the 1980's, symposium organisé par la Banque de réserve fédérale de Kansas City, pp. 97-118.

---------- et D. Longworth (1975). "An Analysis of the Workings of Monetary Policy in RDX2", Actes d'un colloque tenu à l'Université Queen sur les questions monétaires, Kingston (Ont.), août.

---------- (1980). Some Aspects of the Canadian Experience with Flexible Exchange Rates in the 1970s, rapport technique n° 20, Banque du Canada, juillet, et document de travail du NBER n° 535.

---------- et P. Masson (1977). The Role of U.S. Interest Rates in Canadian Interest-Rate Equations: An Exploratory Analysis, rapport technique n°9, Banque du Canada, Ottawa, décembre.

Frenkel, J.A. et R.M. Levich (1981). "Covered Interest Arbitrage in the 1970s", Economics Letters, vol. 8, n° 3, pp. 267-274.

Friedman, M. (1953). "The Effects of a Full-Employment Policy on Economic Stability: A Formal Analysis", Essays in Positive Economics, Chicago, pp. 117-132.

---------- (1957). A Theory of the Consumption Function, Princeton University Press, Princeton.

---------- (1961). "The Lag in Effect of Monetary Policy", Journal of Political Economy, vol. 69, n° 5, octobre, pp. 447-466.

Genberg, H. (1981). "Effects of Central Bank Intervention in the Foreign Exchange Market", Staff Papers du FMI, vol. 28, n° 3, septembre, pp. 451-476.

Giddy, D.M. et S. Schadler (1980). "Currency Substitution in Canada", polycopie, FMI.

Gilson, S.C. (1984). The Inflation-Adjusted Rate of Return on Corporate Debt and Equity: 1966-1980, rapport technique n° 39, Banque du Canada, Ottawa, avril.

Girton, L. et D. Roper (1981). "Theory and Implications of Currency Substitution", Journal of Money, Credit and Banking, vol. 13, n° 1, février, pp. 12-30.

Goldsbrough, D.J. (1979). "The Role of Direct Investment in the External Adjustment Process", Staff Papers du FMI, vol. 26, n° 4, décembre, pp. 725-754.

Goldstein, M. et M.S. Khan (1984). "Income and Price Effects in Foreign Trade", à paraître dans Handbook of International Economics, P.B. Kenen et R.W. Jones (éd.), vol. 2, chap. 2, North-Holland, Amsterdam.

---------- et L.H. Officer (1980). "Prices of Tradable and Nontradable Goods in the Demand for Total Imports", Review of Economics and Statistics, vol. 62, n° 2, mai, pp. 190-199.

Haas, R.D. et W.E. Alexander (1979). "A Model of Exchange Rates and Capital Flows: The Canadian Floating Rate Experience", Journal of Money, Credit and Banking, vol. 9, n° 4, novembre, pp. 467-482.

Hansen, L. et R. Hodrick (1980). "Forward Exchange Rates as Optimal Predictions of Future Spot Rates: An Econometric Analysis", Journal of Political Economy, vol. 88, n° 5, octobre, pp. 829-853.

Harberger, A.C. (1978). "Perspectives on Capital and Technology in Less Developed Countries", Contemporary Economic Analysis, M.J. Artis et A.R. Nobay (éd.), Londres.

---------- (1980). "Vignettes on the World Capital Market", American Economic Review, vol. 70, n° 2, mai, pp. 331-337.

Hartman, P.G. (1981). Domestic Tax Policy and Foreign Investment: Some Evidence, document de travail du NBER n° 784, octobre.

Helliwell, J.F. et P.M. Boothe (1982). Macroeconomic Implications of Alternative Exchange Rate Models, document de travail du NBER n° 904, juin.

----------, R.N. McRae, P. Boothe, A. Hasson, M. Margolick, T. Padmore, A. Plourde et R. Plummer (1982). "Energy and the National Economy: An Overview of the MACE Model", version révisée d'une communication préparée pour la 16e assemblée annuelle de l'Association canadienne d'économique, juin.

----------, H.T. Shapiro, G.S. Sparks, I.A. Stewart, F.W. Gorbet et D.R. Stephenson (1971). The Structure of RDX2, Banque du Canada, travail de recherche n° 7, 2 vol., Ottawa.

Henderson, D.W. (1982). The Role of Intervention in Open Economy Financial Policy: A Macroeconomic Perspective, document de travail n° 202 sur la finance internationale, Conseil des Gouverneurs du Système de Réserve fédérale, février.

---------- et K. Rogoff (1982). "Negative Net Foreign Asset Positions and Stability in a World Portfolio Balance Model", Journal of International Economics, vol. 13, n° 1-2, août, pp. 85-104.

Hickman, B. et L. Lau (1973). "Elasticities of Substitution and Export Demand in a World Trade Model", European Economic Review, vol. 4, n° 4, décembre, pp. 347-380.

Hill, T.P. (1979). Profits and Rates of Return, O.C.D.E., Paris.

Hodrick, R.J. (1981). "International Asset Pricing with Time-Varying Risk Premia", Journal of International Economics, vol. 11, n° 4, novembre, pp. 573-588.

---------- et S. Srivastava (1984). "An Investigation of Risk and Return in Forward Foreign Exchange", Journal of International Money and Finance, vol. 3, n° 1, avril, pp. 5-29.

Hooper, P., R.D. Haas, S.A. Symansky et L. Stekler (1982). Alternative Approaches to General Equilibrium Modeling of Exchange Rates and Capital Flows : The MCM Experience, document de travail n° 213 sur la finance internationale, Conseil des Gouverneurs du Système de Réserve fédérale, décembre.

Houthakker, H.S. et S.P. Magee (1969). "Income and Price Elasticities in World Trade", Review of Economics and Statistics, vol. 51, n° 2, mai, pp. 111-125.

Hufbauer, G.C. (1975). "The Multinational Corporation and Direct Investment", International Trade and Finance: Frontiers for Research, P.B. Kenen (éd.), Cambridge University Press, pp. 253-319.

Hymer, S. (1976). The International Operations of National Firms: A Study of Direct Foreign Investment, M.I.T. Press, Cambridge (Mass.).

Ibbotson, R.G., R.C. Carr et A.W. Robinson (1982). "International Equity and Bond Returns", Financial Analysts Journal, juillet-août, pp. 61-81.

Institute for Policy Analysis (1980). FOCUS Forecasting and User Simulation Model, Université de Toronto, juillet.

Jenkins, G.P. (1981). "The Public Sector Discount Rate for Canada : Some Further Observations", Canadian Public Policy - Analyse de Politiques, vol. 7, n° 3, été, pp. 399-407.

Johnson, D. (1983). "Financial and Real Aspects of International Borrowing by Canadians", dissertation de doctorat inédite, Harvard University.

Jorgenson, D.W. (1963). "Capital Theory and Investment Behaviour", American Economic Review, vol. 53, n° 2, mai, pp. 247-259.

Jump, G.V. (1979). The Financial Sector of the FOCUS Econometric Model of the Canadian Economy, Institute for Policy Analysis, Université de Toronto, document de travail n° 7912, mai.

Kindleberger, C.P. (1969). American Business Abroad: Six Lectures on Direct Investment, Yale University Press, New Haven (Conn.).

Kohlhagen, S.W. (1977). "The Stability of Exchange Rate Expectations and Canadian Capital Flows", Journal of Finance, vol. 32, n° 5, décembre, pp. 1657-1669.

Kopcke, R.W. (1978). "The Decline in Corporate Profitability", New England Economic Review, Banque de réserve fédérale de Boston, mai-juin, pp. 36-60.

Kwack, S.Y. (1972). "A Model of U.S. Direct Investment Abroad: A Neoclassical Approach", Western Economic Journal, vol. 10, n° 4, décembre, pp. 373-383.

Laursen, S. et L.A. Metzler (1950). "Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment", Review of Economics and Statistics, vol. 32, n° 4, novembre, pp. 281-299.

Lessard, D., T. Bollier, R. Eckhaus et R. Kahn (1983). "Country Risk, Capital Market Integration, and Project Evaluation: A Canadian Perspective", rapport préparé pour la Division des finances des sociétés, Ministère des Finances, Canada, inédit (document provisoire).

Logue, D.E. et L.W. Senbet (1983). "External Currency Market Equilibrium and its Implications for Regulation of the Eurocurrency Market", Journal of Finance, vol. 38, n° 2, mai, pp. 435-447.

London, A. (1981). "Bank Rate Changes and Exchange Rate Movements: A Test for Anticipations and Announcement Effects", Revue canadienne d'Économique, vol. 14, n° 1, février, pp. 115-119.

Longworth, D. (1979). Floating Exchange Rates: the Canadian Experience, dissertation de doctorat, M.I.T., Cambridge, (Mass.), juillet.

---------- (1980a). "Canadian Intervention in the Foreign Exchange Market: A Note", Review of Economics and Statistics, vol. 62, n° 2, mai, pp. 284-287.

---------- (1980b). Canada: Financial and Capital Account Sectors, document de travail n° 4 de "EPA World Econometric Model", Economic Research Institute, Economic Planning Agency, Japon.

---------- (1981a). "Testing the Efficiency of the Canadian-U.S. Exchange Market Under the Assumption of No Risk Premium", Journal of Finance, vol. 36, n° 1, mars, pp. 43-49.

---------- (1981b). "Forward Exchange Rates and Overshooting in Sticky-Price Models", polycopie, Banque du Canada.

---------- (1983). "Exchange Rates, Short-Term Capital, and Resource Allocation", The Canadian Balance of Payments: Perspectives and Policy Issues, D.D. Purvis (éd.), Actes d'un colloque organisé par l'Institut de recherches politiques et le "John Deutsch Memorial for the Study of Economic Policy", 31 octobre-2 novembre 1980, Montréal, pp. 63-92.

---------- P.M. Boothe et K. Clinton (1983). L'efficience des marchés des changes, Banque du Canada, Ottawa, octobre.

Loopesko, B. (1983). Relationships Among Exchange Rates, Intervention and Interest Rates: An Empirical Investigation, Conseil des Gouverneurs du Système de Réserve fédérale, travail de recherche n° 133, novembre.

Marston, R.C. (1984). "Stabilization Policies in Open Economies", à paraître dans Handbook of International Economics, R.W. Jones et P.B. Kenen (éd.), vol. 2, chap. 17, North-Holland, Amsterdam.

Martin, J. et P.R. Masson (1979). Exchange Rates and Portfolio Balance, document de travail du NBER n° 377, août.

Masson, P.R. (1978). "Structural Models of the Demand for Bonds and the Term Structure of Interest Rates", Economica, vol. 45, n° 180, novembre, pp. 363-377.

---------- (1980). "Portfolio Balance and Exchange Rate Stability", Journal of Money, Credit and Banking, vol. 12, n° 2, 1re partie, mai, pp. 228-230.

---------- (1981). "Dynamic Stability of Portfolio Balance Models of the Exchange Rate", Journal of International Economics, vol. 11, n° 4, novembre, pp. 467-477.

---------- (1983). Asset Stocks and the Use of Monetary and Fiscal Policies to Reduce Inflation, rapport technique n° 35, Banque du Canada, Ottawa, mai.

McKinnon, R.I. (1979). Money in International Exchange: the Convertible Currency System, Oxford University Press, New York.

---------- (1980). "Exchange Rate Instability, Trade Imbalances and Monetary Policies in Japan and in the United States", Issues in International Economics, P.J. Oppenheimer (éd.).

---------- (1982). "Currency Substitution and Instability in the World Dollar Standard", American Economic Review, vol. 72, n° 3, juin, pp. 320-333.

Meese, R.A. et K. Rogoff (1983). "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?", Journal of International Economics, vol. 14, n° 1-2, février, pp. 3-24.

Metzler, L.A. (1960). "The Process of International Adjustment Under Conditions of Full Employment: A Keynesian View", réimpression dans Readings in International Economics, R.E. Caves et H.G. Johnson (éd.), Homewood (Ill.), 1968, pp. 465-486.

Miles, M. (1978). "Currency Substitution, Flexible Exchange Rates, and Monetary Independence", American Economic Review, vol. 68, n° 3, juin, pp. 428-436.

Mishkin, F. (1982). Are Real Interest Rates Equal Across Countries? An Empirical Investigation of International Parity Conditions, document de travail du NBER n° 1048, Cambridge, (Mass.), décembre.

---------- (1984). "The Real Interest Rate: A Multi-Country Empirical Study", Revue canadienne d'Économique, vol. 17, n° 2, mai, pp. 283-311.

Mundell, R.A. (1963). "Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates", Revue canadienne d'économique et de science politique, vol. 29, n° 4, novembre, pp. 475-485.

---------- (1968). International Economics, Macmillan, New York.

Murray, J.D. (1982). "The Tax Sensitivity of U.S. Direct Investment in Canadian Manufacturing", Journal of International Money and Finance, vol. 1, n° 2, août, pp. 117-140.

Mussa, M. (1981). The Role of Official Intervention, document spécial n° 6, Groupe des Trente.

Muth, J.F. (1960). "Optimal Properties of Exponentially Weighted Forecasts", Journal of the American Statistical Association, vol. 55, n° 290, juin, pp. 299-306.

Obstfeld, M. (1983). "Exchange Rates, Inflation and the Sterilization Problem: Germany 1975-81", European Economic Review, vol. 21, n° 1-2, mars-avril, pp. 161-189.

Pesando, J.E. (1981). "On Forecasting Interest Rates -- An Efficient Markets Perspective", Journal of Monetary Economics, vol. 8, n° 3, novembre, pp. 305-318.

Pippenger, J. (1978). "Interest Arbitrage Between Canada and the United States: A New Perspective", Revue canadienne d'Économique, vol. 11, n° 2, mai, pp. 183-193.

Poloz, S. (1982). "Unstable Velocity, Volatile Exchange Rates, and Currency Substitution: the Demand for Money in a Multicurrency World", thèse de doctorat inédite, Université Western Ontario.

Prachowny, M.F.J. (1972). "Direct Investment and the Balance of Payments of the United States: A Portfolio Approach", International Mobility and Movement of Capital, F. Machlup et al. (éd.), Columbia University Press, New York, pp. 443-464.

Rapport du groupe de travail sur les interventions sur les marchés des changes (1983), Paris, mars.

Robertson, H. et M. McDougall (1982a). The Equations of RDXF September 1980 Version, rapport technique n° 25, Banque du Canada, Ottawa.

---------- (1982b). The Structure and Dynamics of RDXF, rapport technique n° 26, Banque du Canada, Ottawa.

Rogoff, K. (1984). "On the Effects of Sterilized Intervention: An Analysis of Weekly Data", Journal of Monetary Economics, vol. 13, n° 3, septembre, pp. 133-150.

Rose, D.E., J.G. Selody et P.R. Masson (1982). "Simulated Macroeconomic Consequences of Alternative Paths of Adjustment of Canadian Energy Prices to World Levels", Proceedings of the Fifth Pacific Basin Central Bank Economists' Conference, K.J. Clinton (éd.), Banque du Canada, septembre.

Sachs, J.D. (1981). "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s", Brookings Papers on Economic Activity, 1, pp. 201-268.

---------- (1983). "Aspects of the Current Account Behaviour of OECD Economies", Recent Issues in the Theory of Flexible Exchange Rates, E. Claassen et P. Salin (éd.), North-Holland, Amsterdam, pp. 101-122.

Samuelson, L. (1973). "Nouveau modèle des échanges internationaux", Études spéciales de l'OCDE, Organisation de coopération et de développement économiques, Paris, décembre.

Scarth, W. (1984). "Fiscal Discipline, Monetary Growth Rules, and Macroeconomic Stability", polycopie, Université McMaster, avril.

Solomon, R. (1983). Official Intervention in Foreign Exchange Markets: A Survey, Brookings Discussion Papers in International Economics, n° 1, The Brookings Institution, Washington, juin.

Stern, R.M., J. Francis et B. Schumacher (1976). Price Elasticities in International Trade -- An Annotated Bibliography, Macmillan, Londres.

Stevens, G.V.G. (1972). "Capital Mobility and the International Firm", International Mobility and Movement of Capital, F. Machlup et al. (éd.), New York, pp. 443-464.

Stulz, R.M. (1981). "A Model of International Asset Pricing", Journal of Financial Economics, vol. 9, n° 4, décembre, pp. 383-406.

Symansky, S., R.D. Haas et P. Hooper (1981). "Empirical Tests of Exchange Rate Determination in a Portfolio Balance Model Under Alternative Expectations Hypotheses", polycopie, Division des finances internationales, Conseil des Gouverneurs du Système de Réserve fédérale, décembre.

Taplin, G.B. (1973). "A Model of World Trade", The International Linkage of National Economic Models, R.J. Ball (éd.), North-Holland, Amsterdam, pp. 177-223.

Tarasofsky, A., T.G. Roseman et H.E. Waslander (1981). Ex Post Aggregate Real Rates of Return in Canada: 1947-1976, Conseil économique du Canada, Ottawa.

Tobin, J. (1983). Commentaire sur l'article "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and Short Run" de M. Feldstein, European Economic Review, vol. 21, n° 1-2, mars-avril, pp. 153-156.

-------- et W. Buiter (1980). "Fiscal and Monetary Policies, Capital Formation, and Economic Activity", The Government and Capital Formation, vol. 2, G.M. von Furstenberg (éd.), Ballinger, Cambridge, pp. 73-151.

Tryon, R.W. (1983). Small Empirical Models of Exchange Market Intervention: A Review of the Literature, Conseil des Gouverneurs du Système de Réserve fédérale, travail de recherche n° 134, septembre.

Von Furstenberg, G.M. (1980). "Domestic Determinants of Net U.S. Foreign Investment", Staff Papers du FMI, vol. 27, n° 4, décembre, pp. 637-677.

Westphal, U. (1983). Commentaire sur l'article "Domestic Saving and International Capital Movements in the Long Run and Short Run" de M. Feldstein, European Economic Review, vol. 21, n° 1-2, mars-avril, pp. 157-159.

Wyplosz, C.A. (1983). Commentaire sur l'article "Aspects of the Current Account Behaviour of OECD Economics" de J.D. Sachs, Recent Issues in the Theory of Flexible Exchange Rates, E. Claassen et P. Salin (éd.), North-Holland, Amsterdam.

Yadav, G. (1977). "Variable Elasticities and Non-price Rationing in the Import Demand Function of Canada, 1956:1-1973:4", Revue canadienne d'Économique, vol. 10, n° 4, novembre, pp. 702-712.